



ISSN (edición impresa) 2007-4832

ISSN (edición electrónica) 2007-4719

ACTA DE INVESTIGACIÓN PSICOLÓGICA

PSYCHOLOGICAL RESEARCH RECORDS

Volumen 7, Número 1, Abril 2017.

UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO
FACULTAD DE PSICOLOGÍA

Acta de Investigación Psicológica

Editor General - Chief Editor

Rolando Díaz Loving
Universidad Nacional Autónoma de México

Harry Triandis
University of Illinois at Champaign

Mirta Flores Galaz
Universidad Autónoma de Yucatán

Heidemarie Keller
University of Osnabruck

Peter B. Smith
University of Sussex

Editor Ejecutivo- Executive Editor

Sofía Rivera Aragón
Universidad Nacional Autónoma de México

Isabel Reyes Lagunes
Universidad Nacional Autónoma de México

Reynaldo Alarcón
Universidad Ricardo Palma

Editor Asociado- Associate Editor

Nancy Montero Santamaria
Gerardo Benjamín Tonatiuh Villanueva Orozco
Pedro Wolfgang Velasco Matus
Universidad Nacional Autónoma de México

Javier Nieto Gutiérrez
Universidad Nacional Autónoma de México

Ronald Cox
Oklahoma State University

John Adair
University of Manitoba

Roque Méndez
Texas State University

John Berry
Queen's University

Rozzana Sánchez Aragón
Universidad Nacional Autónoma de México

Consejo Editorial - Editorial Board

Alfredo Ardila
Florida International University

José Luis Saiz Vidallet
Universidad de la Frontera

Ruben Ardila
Universidad Nacional de Colombia

Aroldo Rodrigues
California State University

José María Peiró
Universidad de Valencia

Ruth Nina Estrella
Universidad de Puerto Rico

Brian Wilcox
University of Nebraska

Klaus Boehnke
Jacobs University

Sandra Castañeda
Universidad Nacional Autónoma de México

Carlos Bruner Iturbide
Universidad Nacional Autónoma de México

Laura Acuña Morales
Universidad Nacional Autónoma de México

Scott Stanley
University of Denver

Charles Spilberger
University of South Florida

Laura Hernández Guzmán
Universidad Nacional Autónoma de México

Silvia Koller
Universidad Federal de Rio Grande do Sul

David Schmitt
Bradley University

Lucy Reidl Martínez
Universidad Nacional Autónoma de México

Steve López
University of South California

Emilia Lucio Gómez-Maqueo
Universidad Nacional Autónoma de México

María Cristina Richaud de Minzi
Consejo Nacional de Investigaciones
Científicas y Técnicas

Víctor Manuel Alcaraz Romero
Universidad Veracruzana

Emilio Ribes Iñesta
Universidad Veracruzana

María Elena Medina-Mora Icaza
Instituto Nacional de Psiquiatría

Victor Corral Verdugo
Universidad de Sonora

Feggy Ostrosky
Universidad Nacional Autónoma de México

Michael Domjan
University of Texas at Austin

William Swann
University of Texas at Austin

Felix Neto
Universidade do Porto

Mirna García Méndez
Universidad Nacional Autónoma de México

Ype H. Poortinga
Tilburg University

© UNAM Facultad de Psicología, 2017

Acta de Investigación Psicológica, Año 7, No. 1, enero-abril 2017, es una publicación cuatrimestral editada por la Universidad Nacional Autónoma de México, Cd. Universitaria, Coyoacán, C.P. 04510, México, D.F., a través de la Facultad de Psicología, Av. Universidad 3004, Col. Copilco-Universidad, Del. Coyoacán, C.P. 04510, México, D.F., Tel./Fax (55)56222305 y (55)56222326, <http://www.psicologia.unam.mx/acta-de-investigacion-psicologica/>, actapsicologicaunam@gmail.com, Editor responsable: Dr. Rolando Díaz Loving. Certificado de Reserva de Derechos al Uso Exclusivo N° 04-2011-040811145400-102, ISSN 2007-4832, e-ISSN 2007-4719, Certificado de Licitud de Título y Contenido: 15476, expedido por la Comisión Calificadora de Publicaciones y Revistas Ilustradas de la Secretaría de Gobernación. Impresa en los talleres del Departamento de Publicaciones de la Facultad de Psicología, UNAM, Domicilio Av. Universidad 3004, Col. Copilco – Universidad, C.P. 04510, Delegación Coyoacán, México, D.F. Responsable de la última actualización de este número: Unidad de Planeación, Facultad de Psicología, Lic. Augusto A. García Rubio Granados, Av. Universidad 3004, Col. Copilco-Universidad, Del. Coyoacán, C.P. 04510, México, D.F., fecha de última modificación, 24 de marzo de 2017.

El contenido de los artículos es responsabilidad de los autores y no refleja necesariamente el punto de vista de los árbitros ni del Editor. La reproducción total o parcial de los contenidos e imágenes de esta publicación se rige de acuerdo a la licencia Creative Commons. Reconocimiento-NoComercial-SinObraDerivada 4.0 Internacional (CC BY-NC-ND 4.0) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Esta revista se distribuye por la Facultad de Psicología, UNAM, Domicilio Av. Universidad 3004, Col. Copilco – Universidad, C.P. 04510, Delegación Coyoacán, México, D.F., con un costo de \$100.00 pesos mexicanos.

Sistema de índices y resúmenes: AIP se encuentra en Latindex, CLASE, SciELO, SciELO Citation Index (Thomson Reuters), ScienceDirect (Elsevier), Iresie, y Redalyc
Abstracting and Indexing: PRR is abstracted or indexed in Latindex, CLASE, SciELO, SciELO Citation Index (Thomson Reuters), ScienceDirect (Elsevier), Iresie, and Redalyc

Índice Index

Abril 2017
April 2017

Volumen 7
Volume 7

Número 1
Issue 1

Prólogo	
Rolando Díaz-Loving	2559
Preface	
Rolando Díaz-Loving	2560
Originales	
Michelle García-Torres, Mirna García-Méndez & Sofía Rivera-Aragón ...	2561
APOYO SOCIAL EN ADULTOS MEXICANOS: VALIDACIÓN DE UNA ESCALA SOCIAL SUPPORT IN MEXICAN ADULTS: VALIDATION OF A SCALE	
Peter B. Smith, Matthew J. Easterbrook, James Blount, Yasin Koc, Charles Harb, Claudio Torres, Abd Halim Ahmad, Hu Ping, Goksu Cagil Celikkol, Rolando Diaz Loving & Muhammad Rizwan	2568
CULTURE AS PERCEIVED CONTEXT: AN EXPLORATION OF THE DISTINCTION BETWEEN DIGNITY, FACE AND HONOR CULTURES LA CULTURA COMO CONTEXTO PERCIBIDO: EXPLORANDO LA ESENCIA DE LAS CULTURAS DE HONOR, DIGNIDAD Y AUTOPRESENTACIÓN	
Rodrigo Miguel Rosales-Sarabia, Sofía Rivera Aragón & Mirna García Méndez	2577
REVISIÓN PSICOMÉTRICA DE TRES ESCALAS DEL PERDÓN: MIDIENDO LA METAMORFOSIS EMOCIONAL PSYCHOMETRIC REVIEW OF THREE SCALES OF FORGIVENESS: MEASURING THE EMOTIONAL METAMORPHOSIS	
Rocío Elizabeth Duarte Ayala, Ángel Eduardo Velasco Rojano, Juan José Sánchez Sosa & Lucina Isabel Reyes Lagunes	2585
ADAPTACIÓN Y VALIDACIÓN DE LA ESCALA DE IMPACTO DE FATIGA ADAPTATION AND VALIDATION OF THE FATIGUE IMPACT SCALE	
Claudia Iveth Jaen-Cortés, Sofía Rivera-Aragón, Lucy María Reidl-Martínez & Mirna García-Méndez	2593
VIOLENCIA DE PAREJA A TRAVÉS DE MEDIOS ELECTRÓNICOS EN ADOLESCENTES MEXICANOS VIOLENCE IN TEENAGE MEXICAN COUPLES THROUGH ELECTRONIC/SOCIAL MEDIA	
Esperanza Bausela Herreras	2606
RISK LOW MATH PERFORMANCE PISA 2012: IMPACT OF ASSISTANCE TO EARLY CHILDHOOD EDUCATION AND OTHER POSSIBLE COGNITIVE VARIABLES RENDIMIENTO BAJO EN MATEMÁTICAS PISA 2012: IMPACTO DE LA ASISTENCIA EN EDUCACIÓN INFANTIL TEMPRANA Y OTRAS POSIBLES VARIABLES COGNITIVAS	
Octavio Salvador-Ginez, Patricia Ortega Andeane, Sofía Rivera Aragón & Ricardo García-Mira	2618
VALIDEZ Y CONFIABILIDAD DE LA ESCALA DE PERCEPCIÓN DE RIESGO DE DESLAVE EN LA CIUDAD DE MÉXICO VALIDATION AND RELIABILITY OF THE SCALE OF LANDSLIDE RISK PERCEPTION IN MEXICO CITY	

Índice Index

Abril 2017
April 2017

Volumen 7
Volume 7

Número 1
Issue 1

Federico Pulido Acosta & Francisco Herrera Clavero 2627
VALIDACIÓN DEL INVENTARIO DE MIEDO PARA NIÑOS II EN ESTUDIANTES DE PRIMARIA Y SECUNDARIA
VALIDATING THE FEAR SCHEDULE SURVEY FOR CHILDREN II IN A PRIMARY AND SECONDARY STUDENTS
SAMPLE

**María Elena Hernández-Hernández, José María de la Roca Chiapas
& Luis Felipe García y Barragán** 2635
MEASUREMENT OF THE JUNGIAN PSYCHOLOGICAL TYPES IN MEXICAN UNIVERSITY STUDENTS
MEDICIÓN DE LOS TIPOS PSICOLÓGICOS JUNGUANOS EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS MEXICANOS

Lineamientos para los Autores

Proceso Editorial

Guidelines for Authors

Editorial Process



Disponible en www.sciencedirect.com

Acta de Investigación Psicológica Psychological Research Records

Acta de Investigación Psicológica 7 (2017) 2559

www.psicologia.unam.mx/acta-de-investigacion-psicologica/



Prólogo

Para el volumen 7 número uno de ACTA DE INVESTIGACIÓN PSICOLÓGICA, correspondiente al año 2017, pasaron por el proceso de evaluación doble ciego y se aceptaron una serie de artículos, en los que es clara una preocupación por la medición válida, confiable y culturalmente relevante y sensible de diversos fenómenos psicológicos. Para este rubro, aparecen trabajos sobre la creación, la adaptación y la validación psicométrica de medidas de apoyo social en adultos mexicanos, del proceso del perdón y sus implicaciones emocionales, de los efectos y el impacto del fenómeno de la fatiga, de la percepción de riesgos de deslave que emana de la psicología ambiental, de un inventario de miedo para jóvenes, y finalmente, un inventario de personalidad sobre tipos psicológicos junguianos. Como ejemplos de la variedad enorme de intereses en la psicología moderna se presenta

un artículo proveniente de la psicología transcultural sobre las culturas de la dignidad y el honor con datos de 7 grupos culturales diferentes, un trabajo sobre las nuevas tecnologías electrónicas y su impacto sobre la violencia en las relaciones de pareja, y el efecto de variables contextuales y cognoscitivas sobre el rendimiento en las matemáticas. Como en números anteriores, agradezco profundamente el cuidadoso trabajo de los revisores del comité editorial y la aportación de investigación original y de alta calidad por parte de la comunidad científica.

Rolando Díaz-Loving
*Facultad de Psicología, Universidad Nacional
Autónoma de México, Ciudad de México, México*
Correo electrónico: actapsicologicaunam@gmail.com

<http://dx.doi.org/10.1016/j.aippr.2017.03.003>

2007-4719/© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).



Disponible en www.sciencedirect.com

Acta de Investigación Psicológica Psychological Research Records

Acta de Investigación Psicológica 7 (2017) 2560

www.psicologia.unam.mx/acta-de-investigacion-psicologica/



Preface

Volume seven, number one of Psychological Research Records, corresponding to the year two thousand seventeen, incorporates a series of articles that were accepted for publication after they went through the double blind evaluation process. This issue of the journal shows a clear concern for valid, reliable and culturally relevant and sensitive measurement of various psychological phenomena. For this category, work on the creation, adaptation and validation of psychometric measures of social support in Mexican adults, of the process of forgiveness and its emotional implications, of the effects and the impact of fatigue, on the perception of risk of landslides emanating from environmental psychology, of fear in young people, and of personality based on Jungian psychological types, is presented. As examples of

the enormous variety of interests in modern psychology, an article of cross-cultural psychology on dignity, face and honor cultures with data from seven different cultural groups, a paper on the new electronic technologies and their impact on relationship violence, and the effect of contextual and cognitive variables on performance in mathematics, are published. As in previous issues, I wish to convey my deep appreciation for the careful work carried out by our editorial committee and to the scientific community for their original research.

Rolando Díaz-Loving
*Facultad de Psicología, Universidad Nacional,
Autónoma de México, Ciudad de México, Mexico*
Correo electrónico: actapsicologicaunam@gmail.com

<http://dx.doi.org/10.1016/j.aiprr.2017.03.004>

2007-4719/© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).



Disponible en www.sciencedirect.com

Acta de Investigación Psicológica Psychological Research Records

Acta de Investigación Psicológica 7 (2017) 2561–2567

www.psicologia.unam.mx/acta-de-investigacion-psicologica/



Original

Apoyo social en adultos mexicanos: validación de una escala

Social support in Mexican adults: Validation of a scale

Michelle García-Torres*, Mirna García-Méndez y Sofía Rivera-Aragón

Facultad de Estudios Superiores Zaragoza, Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México

Recibido el 17 de octubre de 2016; aceptado el 13 de febrero de 2017

Disponible en Internet el 28 de abril de 2017

Resumen

El apoyo social es definido como la disponibilidad de personas en las que se puede confiar, que le hacen saber a un individuo que es valorado y amado. El objetivo del estudio fue elaborar una escala para evaluar el apoyo social en personas adultas mexicanas. En una primera fase, 200 adultos ($M_{\text{edad}} = 25$, $DE = 8.93$) respondieron redes semánticas para obtener el significado del apoyo social. En una segunda fase, resultado de las redes semánticas y con los supuestos teóricos sobre apoyo social, se elaboró una escala Likert con 6 opciones de respuesta. Colaboraron 350 participantes ($M_{\text{edad}} = 33$, $DE = 9.38$). En ambas fases la muestra se integró por residentes de la Ciudad de México y área metropolitana. Resultado de los análisis psicométricos realizados (sesgo, correlación ítem total, t de Student para grupos extremos, análisis factorial de componentes principales con rotación oblicua y alpha de Cronbach), la escala quedó integrada por 26 reactivos distribuidos en 4 factores: emocional ($\alpha = 0.90$), compañerismo ($\alpha = 0.75$), validación ($\alpha = 0.82$) y práctico/instrumental ($\alpha = 0.80$). La varianza explicada fue del 56.33%, con un índice de fiabilidad global de 0.937. Se obtuvo una escala válida, confiable y culturalmente relevante para evaluar el apoyo social en población mexicana.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Palabras clave: Disponibilidad; Ayuda; Beneficio; Medición; Adultos

Abstract

Social support is defined as the availability of people on whom someone can rely on, people who let an individual know that he is valued and loved. The aim of this research was to elaborate a scale to assess the social support in adult Mexican people. In the first stage 200 adults ($M_{\text{age}} = 25$, $SD = 8.93$) answered and instrument using the technique of the natural semantic networks to obtain the psychological meaning of social support. In a second stage, using the results from the first one, a Likert instrument with six answer options was elaborated. In that part 350 participants collaborated ($M_{\text{age}} = 33$, $SD = 9.38$). In both stages the samples were integrated by Mexico City and Metropolitan Area residents. Result of the psychometric analysis performed (skew, item-total correlation, Student t test for extreme groups, factorial analysis by principal components with oblique rotation and Cronbach's alpha), the scale became integrated for 26 items distributed in 4 factors: emotional ($\alpha = .90$), fellowship ($\alpha = .75$), validation ($\alpha = .82$) and practical/instrumental ($\alpha = .80$). The explained variance was of 56.33% with a global reliability index of .937. It was obtained a valid and reliable scale, culturally relevant to assess the social support in Mexican population.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Keywords: Availability; Help; Benefit; Measurement; Adults

* Autor para correspondencia. Facultad de Estudios Superiores Zaragoza. Av. Guelatao No. 66 colonia ejército de oriente. Cd Mx. CP 09230.
Correo electrónico: psic_gato23@hotmail.es (M. García-Torres).

La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad Nacional Autónoma de México.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.aippr.2017.02.004>

2007-4719/© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

El estudio del apoyo social se remonta a los años 70, cuando el médico y epidemiólogo John Cassel y el psiquiatra Sidney Cobb argumentaron que las personas con lazos sociales fuertes estaban protegidas contra los efectos patógenos de los eventos estresantes de cada día (Cohen, Underwood y Gottlieb, 2000). Cassel propuso que el impacto de los estresores era mitigado o imposibilitado entre los individuos con redes sociales que les proporcionaban comunicación consistente sobre lo que se esperaba de ellos, apoyo y asistencia en diversas tareas, evaluación de sus acciones y recompensas (Cohen et al., 2000). Cobb argumentó que aquellos que interpretan, a través de la comunicación con los otros, que son cuidados, amados, estimados, valorados y que pertenecían a una red de obligaciones mutuas estaban protegidos contra los efectos nocivos del estrés.

El apoyo social se ha definido como la existencia o la disponibilidad de personas en las que se puede confiar, personas que le dejan saber a un individuo que es valorado, amado y que se preocupan por él (Sarason, Levine, Basham y Sarason, 1983). Estos autores señalan que el apoyo social posee dos elementos fundamentales: la percepción de que hay un número suficiente de personas disponibles a quienes se puede recurrir en tiempos de necesidad y un grado de satisfacción con el apoyo del que se dispone.

El apoyo social es un constructo complejo que engloba tres componentes básicos (Pierce, Sarason, Sarason, Joseph y Henderson, 1996): a) *Esquema de soporte*, es la estructura de conocimientos cuyo contenido incluye información acerca de la probabilidad de que otros, en general, estén disponibles o dispuestos a proporcionar apoyo en momentos de necesidad. Este esquema es análogo a los modelos internos de trabajo dentro de la teoría del apego, dado que tienen influencia sobre el proceso de información relacionada con las interacciones sociales. b) *Relaciones de apoyo*, mientras que los individuos tienen un esquema de soporte que incorpora sus expectativas acerca de cómo otros, en general, responderán ante alguna de sus necesidades, también tienen expectativas acerca del tipo de ayuda que recibirán de personas muy particulares, lo cual está influido por la historia de cada relación. c) *Transacciones de apoyo*, involucran transacciones conductuales entre al menos dos personas. Incluye los esfuerzos de elicitación del receptor para recibir apoyo de otros, la manifestación de conductas de apoyo por parte del proveedor y, consecuentemente, la recepción de apoyo por parte del receptor.

En las transacciones de apoyo los roles de los individuos no son fijos, ya que en ocasiones el que es receptor se vuelve proveedor del apoyo y viceversa. Estos

elementos no son mutuamente excluyentes, se traslapan e influyen a sí mismos de manera importante.

El apoyo social tiene diferentes funciones que pueden ser diferencialmente útiles, lo que dependerá de la situación. Dichas funciones son: *emocional*, la disponibilidad de una o más personas quienes pueden escuchar empáticamente cuando se tienen problemas y pueden proveer indicaciones y cuidados; *instrumental*, implica la ayuda práctica y tangible, como traer herramientas o mandar dinero; *informativa*, provisión de conocimiento que es útil para la solución de problemas; *compañerismo*, implica la disponibilidad de personas con quienes se puede participar en actividades sociales y de ocio (Wills y Shinar, 2000).

Si bien el apoyo social tiene diferentes funciones, es importante mencionar que el mismo acto de apoyo puede ser interpretado de manera diferente dependiendo de la persona. Yee, Santoro, Paul y Rosenbaum (1996) mencionan que un individuo puede no beneficiarse de los comportamientos de apoyo de otros si no considera las acciones o los intentos de acciones como útiles y provechosos. Así, la percepción e interpretación de los mismos eventos objetivos puede diferir de una persona a otra, dado que las memorias de las experiencias sociales personales crean una estructura mental que no solo mantiene una historia de experiencias en diferentes situaciones, sino que también influye la manera en que un individuo percibe e interpreta el comportamiento de otras personas.

Liu y Hung (2016) mencionan que una parte importante que antecede al apoyo social es la identidad social, que es parte del autoconcepto; deriva de saberse miembro de un grupo social junto con el valor y el apego emocional significativo hacia esa membresía. Señalan que la identidad social tiene dos componentes: *afectivo*, que hace referencia a los sentimientos acerca de la membresía a un grupo, e incluye el orgullo, el entusiasmo y la pertenencia; y *cognitivo*, que hace referencia a la identificación propia de los individuos como miembros de un grupo. Postulan que aquellos individuos cuya identificación con un grupo social es alta, tienden a comprometerse más con el mismo. Individuos con un alto nivel de compromiso con el grupo harán mayores esfuerzos por el bienestar del mismo, y de acuerdo con la teoría de la reciprocidad del capital social, cuando un individuo contribuye más al grupo, otros miembros con mayor probabilidad le proveerán apoyo social cuando él lo necesite. Lo que podría implicar que se percibirá mayor apoyo social a mayor identificación cognitiva con un grupo.

El contar con una red social que le proporcione apoyo a un individuo es benéfico, ya que se ha encontrado que las personas con una percepción de apoyo social alta tienen un autoconcepto positivo, son menos

ansiosas y creen en sus propias habilidades para controlar aspectos de su entorno (Sarason et al., 1983). Su autoeficacia y satisfacción personal es mayor (Anglely, Divney, Magriples y Kershaw, 2015), experimentan baja angustia psicológica (Bae, 2015) y pueden adaptarse mejor a nuevos ambientes (Liu y Hung, 2016). En cambio, aquellas personas que perciben un nivel bajo de apoyo social son emocionalmente inestables y tienden a ser más pesimistas respecto al presente y al futuro. Ese pesimismo y tono emocional de la vida de las personas con apoyo social bajo puede inhibir su involucramiento social y los lleva a preocuparse por cuestiones materiales como la necesidad de tener más dinero o éxito (Sarason et al., 1983). Se han reportado correlaciones entre el apoyo social y la depresión (Anglely et al., 2015; Wang y Zhao, 2012), así como que una percepción baja de apoyo social es un predictor efectivo de la autoinmolación (Mostafavi-Rad, Anvari, Ansarinejad y Panaghi, 2012).

Pero ¿qué elementos del apoyo social lo hacen benéfico para las personas? A lo largo del ciclo de vida se tiene diversas interacciones y relaciones, pero no todas ellas son proveedoras de apoyo social. Dado que se le ha asociado con resultados positivos en la salud mental, es importante señalar los elementos críticos que separan las relaciones de apoyo de las que no lo son.

Existen tres necesidades esenciales respecto al crecimiento y nutrición de la psique: las necesidades psicológicas de autonomía, las de competencia y las de relación (Ryan y Solky, 1996). Al aplicar esta perspectiva al concepto de apoyo social, sugieren que los efectos positivos del apoyo derivan de la capacidad del sistema social de satisfacer una o más de estas necesidades psicológicas básicas. Refieren Ryan y Solky (1996) que lo más evidente es que el apoyo social ayuda a las personas a sentirse conectadas, valoradas y cuidadas, lo que satisface la necesidad de estar en relación con otros.

Cojuharenco, Cornelissen y Karelaia (2016) mencionan que un alto grado de conectividad con otros puede ser benéfico, ya que aumenta las oportunidades de autoafirmación. Sin embargo, si las necesidades de autonomía no son satisfechas, las psicológicas y de competencia no serán alcanzadas. La necesidad de autonomía refiere a la propensión humana fundamental de tener un comportamiento propio emanado de sí mismo, esto es, sentirse volitivo y autodeterminado. La autonomía incluye la autoexpresión y espontaneidad de los actos.

Entre las razones por las que el apoyo social facilita el bienestar psicológico destacan que es debido a que refiere un apoyo autónomo que incentiva la expresión afectiva, la autodivulgación, las elecciones autorreflexivas, y contribuye a la autoestima y a la autoiniciativa, lo que facilita una buena autorregulación e integración

(Ryan y Solky, 1996). Si bien existen diferencias entre las personas respecto a lo que es considerado como apoyo, también las hay entre diferentes colectivos debido a la cultura a la que pertenecen.

La cultura puede influir las creencias de las personas, sus actitudes, expectativas y comportamientos, por lo que provee las bases contextuales para el apoyo social, cuando es dado y recibido (Dilworth-Anderson y Marshall, 1996). Las bases contextuales permiten la expresión de ciertas necesidades que requieren la provisión de apoyo social. Indican Dilworth-Anderson y Marshall que el sistema de creencias compartido por un grupo, junto con las actitudes, normas y expectativas, proveen dirección y guía para la forma en la cual el apoyo social es dado y recibido.

Entender el apoyo social en un contexto cultural requiere conocimientos de la cultura en la que el apoyo es dado y recibido. Los hispanos tienen una cultura centrada en la familia que es central en sus sistemas de apoyo (Vega, 1990). Refiere Vega que la familia puede incluir a parientes cercanos o lejanos y a los padrinos de los hijos; indica que los hispanos operan dentro de un sistema de familia extendida en el que intercambios emocionales, instrumentales y materiales son dados para proporcionar apoyo a los familiares inmediatos o lejanos.

El apoyo social afecta la parentalidad en diversos aspectos: puede proveer modelos parentales y estimular o suprimir ciertos tipos de comportamiento al compartir experiencias y conocimientos (Gelkopf y Jabotaro, 2012). Se reportan correlaciones entre el funcionamiento familiar y el apoyo social percibido (Hautsalo, Rantanen y Astedt-Kurki, 2012). Así, la familia funge como responsable primaria del apoyo social y emocional de los individuos, en un sistema en el que hay obligaciones mutuas y se espera reciprocidad de parte de todos los miembros (Vega, 1990), de tal modo que las redes de apoyo familiar, seguidas de las redes de amigos, son de las que más se benefician las familias al proporcionar un mayor apoyo (Medellín, Rivera, López, Kanán y Rodríguez-Orozco, 2012).

Para evaluar el apoyo social se han diseñado instrumentos en diferentes culturas. Respecto a escalas utilizadas con población mexicana se encuentra la *Escala de Apoyo Social* de Palomar, Matus y Victorio (2013), elaborada a partir de reactivos de dos escalas que fueron traducidas del idioma inglés al español y adaptada para personas en situación de pobreza extrema. La escala final la componen tres factores: apoyo social, apoyo familiar y apoyo de amigos. También cabe mencionar la *Escala de Apoyo Social en Cuidadores Familiares de Adultos Mayores*, desarrollada por Domínguez et al. (2013), que es la traducción de una escala del portugués al español.

Se compone de 4 factores: apoyo material, apoyo práctico, apoyo emocional y apoyo de orientación. Con base en lo citado, el objetivo del presente estudio fue desarrollar una escala para evaluar el apoyo social en adultos.

Método

Participantes

En la fase 1 colaboraron 200 participantes, 110 mujeres y 90 hombres de la Ciudad de México y área metropolitana, con un rango de edad de 18-57 años ($M=25$, $DE=8.93$). La escolaridad se distribuyó de la siguiente manera: 88 (44%) licenciatura, 82 (41%) preparatoria, 14 (7%) posgrado, 12 (6%) secundaria, 2 (1%) primaria y 2 (1%) no respondieron (García-Torres, García-Méndez y Rivera-Aragón, 2016). Su estado civil fue: 165 solteros (82.5%), 25 casados (12.5%), 4 en unión libre (2.0%), 3 divorciados (1.5%), 2 separados (1%) y un participante no respondió (0.5%).

En la segunda fase se trabajó con 350 participantes voluntarios, 198 mujeres y 152 hombres, con un rango de edad de 18-57 años ($M=33$, $DE=9.38$). En cuanto a escolaridad, el 40% tenían licenciatura, el 25.1% preparatoria, el 14.9% secundaria, el 11.1% posgrado, el 5.7% técnicos, el 2.9% primaria y el 0.3% no contestaron. El 40% reportaron ser casados, el 39.1% solteros, el 12% vivir en unión libre y el 8.9% ser divorciados. Respecto a la ocupación, el 48.2% reportaron ser empleados, el 24.6% estudiantes, el 18.3% amas de casa, el 8.3% eligieron la opción de «otro» y el 0.6% no contestaron. El 60% reportaron ser católicos, el 11.1% cristianos, el 10% señalaron que no profesan ninguna religión, el 10.3% eligieron la opción de «otro» y el 8.6% no contestaron. Todos eran residentes de la Ciudad de México y área metropolitana. El criterio de eliminación fue que los participantes respondieran de manera incompleta el instrumento de medición. La muestra fue no probabilística.

Instrumento

Para la primera fase se utilizaron redes semánticas naturales modificadas de Reyes-Lagunes (1993) que incluyeron 5 frases estímulos: «Sé que alguien me valora cuando. . .», «Cuando tengo dudas sobre alguna toma de decisiones, yo. . .», «Cuando me siento confundido, yo. . .», «Cuando necesito ayuda, yo. . .», «Sé que puedo contar con alguien cuando. . .» (García-Torres et al., 2016).

Resultado de las redes semánticas y con base en los planteamientos teóricos sobre el apoyo social, se

elaboró una escala Likert con 66 reactivos y 6 intervalos de respuesta que van de 1 = totalmente en desacuerdo a 6 = totalmente de acuerdo.

Procedimiento

Los participantes se localizaron preferentemente en áreas recreativas de la Ciudad de México y área metropolitana. Se les explicó brevemente el objetivo de la investigación. Se hizo énfasis en que la información proporcionada era anónima y confidencial. Se les pidió firmar que estaban de acuerdo en participar. Enseguida se les entregó el instrumento para que fuera respondido. Se aclararon las dudas que los participantes llegaron a tener y al finalizar se les agradeció su participación y tiempo brindado.

Resultados

Con los datos obtenidos se realizó un análisis de los reactivos a través de una distribución de frecuencias, se eliminaron aquellos que tuvieran un sesgo mayor de 1.500 y una correlación ítem-total menor de 0.250. Se realizó una prueba *t* de Student para obtener la discriminación de reactivos, se eliminaron aquellos cuyo nivel de discriminación fue mayor de 0.05. Como resultado de estos estadísticos, de los 66 reactivos iniciales quedaron 37, a los que se les aplicó un análisis factorial con el método de componentes principales con rotación oblicua (direct oblimin). El criterio que se siguió para considerar un reactivo como parte de un factor fue que tuviera un peso factorial superior a 0.40, con valores propios mayores de 1. Resultado del análisis factorial, la escala quedó integrada por 26 reactivos distribuidos en 4 factores (tabla 1) que explican el 56.33% de la varianza total, con un alfa de Cronbach global de 0.937.

El factor emocional es una de las funciones del apoyo social que comprende el contar con personas en las que se puede confiar, que escuchan empáticamente en momentos de necesidad, son confidentes y pueden proveer consejo, cuidado, aceptación e intimidad. El factor compañerismo refiere a las personas con las que se puede compartir actividades recreativas o pasatiempos, lo que proporciona un sentido de pertenencia e integración. El factor validación hace referencia a contar con personas que aprueban lo que se hace e implica una comparación social desde la que se provee a la persona de información sobre el comportamiento apropiado y esperado según su posición dentro de la sociedad. Para lograr dichas metas se proporciona información y guía para la solución de problemas. El factor práctico/instrumental implica el contar con personas dispuestas a proveer ayuda o sostén,

Tabla 1
Análisis factorial exploratorio de la escala de apoyo social

Reactivo	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
3. Cuando tengo dudas sobre alguna toma de decisiones pregunto a otros	0.812	-0.083	-0.139	0.090
9. Busco consejo en momentos difíciles	0.874	0.039	-0.013	-0.128
11. Busco ayuda con amigos y/o familiares cuando tengo problemas	0.732	0.063	-0.097	0.179
15. Cuento con personas que me aconsejan	0.436	0.305	0.136	0.157
16. Hay personas con quienes hablo de mis inquietudes	0.575	0.302	0.165	-0.021
23. Busco apoyo en momentos difíciles	0.729	0.031	0.093	0.032
33. Valoro lo que otros me dicen cuando tengo dudas sobre alguna toma de decisiones	0.416	0.152	0.299	0.029
41. Cuando estoy confundido busco apoyo en otros	0.562	-0.160	0.272	0.249
4. Cuento con personas que me escuchan en todo momento	0.283	0.525	0.085	0.083
12. Tengo amigos con los que puedo convivir y divertirme	-0.004	0.785	-0.128	0.121
24. Hay actividades recreativas que disfruto solo con ciertas personas	-0.037	0.642	-0.020	-0.020
28. Hay personas que me apoyan en la realización de mis actividades cuando lo requiero	0.078	0.489	0.031	0.382
31. Hay personas que buscan mi compañía	0.125	0.503	0.244	-0.057
30. Estoy satisfecho con el cariño que otras personas me demuestran	0.023	0.347	0.460	0.051
38. Cuando tengo algún problema analizo la situación antes de consultarlo con otros	0.147	0.309	0.445	-0.173
44. Hay personas que me hacen saber lo que se espera de mí en diferentes ámbitos	-0.025	0.177	0.438	0.086
52. Sé que alguien me valora cuando me presta atención	0.058	-0.056	0.640	-0.117
54. Dispongo de personas a las que puedo consultar para la solución de algún problema	0.175	-0.034	0.519	0.230
56. Las personas más cercanas a mí aprueban lo que hago	-0.157	-0.036	0.759	0.139
57. Cuento con personas que me orientan cuando no sé qué hacer	0.281	-0.079	0.509	0.256
58. Hay personas que me proporcionan información útil para resolver alguna dificultad	0.317	-0.017	0.478	0.231
5. Hay personas que me proporcionan ayuda material (dinero, ropa, etc.)	-0.004	-0.003	-0.089	0.810
17. Hay personas que cuidan que NO me haga falta nada	0.141	0.125	-0.008	0.573
29. Cuento con personas que me ayudan a distraerme de mis problemas	0.070	0.302	0.227	0.447
34. Cuento con personas que me proporcionan soluciones prácticas a mis problemas	0.123	0.144	0.171	0.543
40. Hay personas que me proporcionan lo que requiero para solucionar mis problemas	0.022	-0.047	0.105	0.737
Número de reactivos	8	5	8	5
Varianza explicada	40.88	5.86	4.95	4.63
Alpha de Cronbach	0.90	0.75	0.82	0.80
Media	4.73	4.87	4.78	4.39
Desviación estándar	1.08	0.96	0.89	1.18

Factor 1: emocional; factor 2: compañerismo; factor 3: validación; factor 4: práctico/instrumental.

cuando se requiere, a través de hechos concretos y tangibles o al proporcionar cosas materiales específicas.

Para obtener las correlaciones entre los factores, se realizó una correlación de Pearson (tabla 2). Las correlaciones obtenidas fueron altas y positivas. Las más fuertes fueron del factor emocional con compañerismo, validación y práctico/instrumental, lo que sugiere que para las personas la aprobación de los demás es importante.

Discusión

Existen relaciones interpersonales que sanan, alivian y fomentan el crecimiento personal, lo que provee a un individuo de satisfacción y de un sentido de bienestar (Ryan y Solky, 1996). El contar con una red de apoyo que le brinde a una persona ayuda en momentos de necesidad, o compañía en las actividades de la vida diaria, es vital para la salud integral, por lo que es importante tener instrumentos válidos y confiables, culturalmente

relevantes que permitan la medición del constructo. Los resultados del presente estudio concuerdan con la teoría de Wills y Shinar (2000), ya que se encontró que al apoyo social lo conforman aspectos emocionales, de compañerismo, validación y práctico/instrumentales. Estos resultados sugieren que, como cultura, en México son de gran importancia las relaciones con otras personas, los papeles sociales y la pertenencia a un grupo, ya que constituyen el fundamento de la identidad personal (Sánchez-Aragón y Díaz-Loving, 2009).

El factor compañerismo concuerda con lo propuesto por Díaz-Guerrero (2003) al mencionar que el mexicano tiene una necesidad de diversión, busca distracción para olvidar gran número de factores de la realidad externa en que vive. Para ello se tienen compañeros específicos con los que se puede compartir pasatiempos recreativos y de ocio. Las correlaciones entre los factores indican que la búsqueda de distracción y compañerismo está relacionada con la parte emocional, lo que sugiere que se crean

Tabla 2

Correlación de los factores que integran la escala de apoyo social

	Emocional	Compañerismo	Validación	Práctico/Instrumental
Emocional	1			
Compañerismo	0.637*	1		
Validación	0.715*	0.617*	1	
Práctico/Instrumental	0.692*	0.587*	0.631*	1

* $p < 0.001$.

lazos afectivos con dichos compañeros y que el compartir tiempo transmite el mensaje de que se es alguien de estima con quien vale la pena invertir tiempo.

Se encontró que la validación es otra de las dimensiones del apoyo social, lo que se confirma con lo propuesto por Díaz-Guerrero (2003) de que en México lo importante no es el individuo en sí mismo, sino el grupo, del cual emana la propia estima de la persona y por lo tanto buscará la aprobación y dirección del grupo social. Las correlaciones entre los factores indican que al recibir este tipo de apoyo, los participantes implícitamente reciben el mensaje de que son cuidados y amados.

Respecto a la parte práctico/instrumental, los resultados concuerdan con los de Hautsalo et al. (2012), ya que encontraron que el tipo de apoyo más reportado e importante en una muestra de adultos de Finlandia fue el concreto o material, lo que implica que los participantes de su estudio se sentían apoyados si otros hacían cosas por ellos o les proporcionaban cosas materiales. En el caso de México, se encontró que los actos concretos y cosas materiales son parte del constructo de apoyo, además de que al recibir este tipo de actos y cosas materiales, se interpreta que los demás se preocupan, cuidan y estiman al individuo. Sin embargo, es importante resaltar que el impacto del apoyo tangible diferirá considerablemente dependiendo de la intención o el significado percibido detrás de las cosas dadas, la guía o los recursos (Ryan y Solky, 1996). Es el mensaje más que el objeto lo que define el grado en el cual el apoyo tangible es también apoyo a nivel psicológico.

La presente investigación se realizó sin considerar el rol oficial de las personas que otorgan apoyo, debido a que, como lo mencionan Ryan y Solky (1996), no es el rol oficial (padres, vecinos, colegas) lo que le proporciona apoyo o beneficios psicológicos a un individuo, sino lo que los demás hacen en el contexto de las interacciones; si son de calidad, se tendrán beneficios.

Para finalizar, cabe resaltar que el resultado del presente estudio fue una escala culturalmente relevante para el contexto mexicano, válida y confiable, que puede ser utilizada en futuras investigaciones.

Financiación

La presente investigación fue financiada por el Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología a través del programa de Maestría y Doctorado en Psicología de la Universidad Nacional Autónoma de México.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Referencias

- Angle, M., Divney, A., Magriples, U. y Kershaw, T. (2015). Social support, family functioning and parenting competence in adolescent parents. *Matern & Child Health Journal*, 19(1), 67–73. <http://dx.doi.org/10.1007/s10995-014-1496-x>
- Bae, J. (2015). The impact of social capital on men's mental health from the perspective of social support theory. *International Journal of Japanese Sociology*, 24(1), 65–77. <http://dx.doi.org/10.1111/ijjs.12034>
- Cohen, S., Underwood, L. G. y Gottlieb, B. H. (2000). *Social relationships and health*. En S. Cohen, B. H. Gottlieb, y L. G. Underwood (Eds.), *Social support measurement and intervention: A guide for health and social scientists* (pp. 3–28). Oxford University Press.
- Cojuharenco, I., Cornelissen, G. y Karelaia, N. (2016). Yes, I can: Feeling connected to others increases perceived effectiveness and socially responsible behavior. *Journal of Environmental Psychology*, 48, 75–86. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jenvp.2016.09.002>
- Díaz-Guerrero, R. (2003). *Bajo las garras de la cultura: psicología del mexicano 2*. México: Trillas.
- Dilworth-Anderson, P., y Marshall, S. (1996). Social support in its cultural context. En Pierce, G. R., Sarason, B. R., y Sarason, I. G. (Eds), *Handbook of social support and the family* (pp. 67-79). New York: Plenum.
- Domínguez, M. T., Mandujano, M. F., Quintero, M. G., Sotelo, T. I., Gaxiola, J. C. y Valencia, J. E. (2013). Escala de Apoyo Social para cuidadores familiares de adultos mayores mexicanos. *Universitas Psychologica*, 12(2), 391–402. <http://dx.doi.org/10.11144/Javeriana.UPSY12-2.easc>
- García-Torres, M., García-Méndez, M. y Rivera-Aragón, S. (2016). Significado psicológico del apoyo social. En R. Díaz Loving, S. Rivera Aragón, I. Reyes Lagunes, J. E. Hernández Sánchez, y R. García Falconi (Eds.), *La psicología social en México, volumen XVI* (pp. 685–692). México: AMEPSO.

- Gelkopf, M. y Jabotaro, S. E. (2012). Parenting style, competence, social network and attachment in mothers with mental illness. *Child and Family Social Work, 18*, 496–503.
- Hautsalo, K., Rantanen, A. y Astedt-Kurki, P. (2012). Family functioning, health and social support assessed by aged home care clients and their family members. *Journal of Clinical Nursing, 22*(19/20), 2953–2963. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1365-2702.2012.04335.x>
- Liu, Y. C. y Hung, Y. Y. (2016). Self-efficacy as the moderator: Exploring driving factors of perceived social support for mainland Chinese students in Taiwan. *Computers in Human Behavior, 64*, 455–462. <http://dx.doi.org/10.1016/j.chb.2016.07.018>
- Medellín, M. M., Rivera, M. E., López, J., Kanán, M. E. G. y Rodríguez-Orozco, A. R. (2012). Funcionamiento familiar y su relación con las redes de apoyo social en una muestra de Morelia, México. *Salud Mental, 35*(2), 147–154.
- Mostafavi-Rad, F., Anvari, M. M., Ansarinejad, F. y Panaghi, L. (2012). Family function and social support in Iranian self-immolated women. *Burns, 38*(4), 556–561. <http://dx.doi.org/10.1016/j.burns.2011.09.009>
- Palomar, J., Matus, G. L. y Victorio, A. (2013). Elaboración de una escala de Apoyo Social (EAP) para adultos. *Universitas Psychologica, 12*(1), 129–137.
- Pierce, G. R., Sarason, B. R., Sarason, I. G., Joseph, H. J. y Henderson, C. A. (1996). Conceptualizing and assessing social support in the context of the family. En G. R. Pierce, B. R. Sarason, y I. G. Sarason (Eds.), *Handbook of social support and the family* (pp. 3–23). New York: Plenum.
- Reyes-Lagunes, I. (1993). Las redes semánticas naturales, su conceptualización y su utilización en la construcción de instrumentos. *Psicología Social y Personalidad, 9*(1), 81–97.
- Ryan, R. M. y Solky, J. A. (1996). What is supportive about social support? En G. R. Pierce, B. R. Sarason, y I. G. Sarason (Eds.), *Handbook of social support and the family* (pp. 249–267). New York: Plenum.
- Sánchez-Aragón, R. y Díaz-Loving, R. (2009). Reglas y preceptos culturales de la expresión emocional en México: su medición. *Universitas Psychologica, 8*(3), 793–805.
- Sarason, I. G., Levine, H. M., Basham, R. B. y Sarason, B. R. (1983). Assessing social support: The Social Support Questionnaire. *Journal of Personality and Social Psychology, 44*(1), 127–139.
- Vega, W. A. (1990). Hispanic families in the 1980s: A decade of research. *Journal of Marriage and the Family, 52*, 1015–1024.
- Wang, J. y Zhao, X. (2012). Family functioning and social support for older patients with depression in an urban area of Shanghai, China. *Archives of Gerontology and Geriatrics, 55*(3), 574–579. <http://dx.doi.org/10.1016/j.archger.2012.06.011>
- Wills, T. A. y Shinar, O. (2000). Measuring perceived and received social support. En S. Cohen, L. G. Underwood, y B. H. Gottlieb (Eds.), *Social support measurement and intervention: A guide for health and social scientists* (pp. 86–135). Oxford University Press.
- Yee, P. L., Santoro, K. E., Paul, J. S. y Rosenbaum, L. B. (1996). Information processing approaches to the study of relationship and social support schemata. En G. R. Pierce, B. R. Sarason, y I. G. Sarason (Eds.), *Handbook of social support and the family* (pp. 25–42). New York: Plenum.



Available online at www.sciencedirect.com

Acta de Investigación Psicológica

Psychological Research Records

Acta de Investigación Psicológica 7 (2017) 2568–2576

www.psicologia.unam.mx/acta-de-investigacion-psicologica/



Original

Culture as perceived context: An exploration of the distinction between dignity, face and honor cultures

La cultura como contexto percibido: explorando la esencia de las culturas de honor, dignidad y autopresentación

Peter B. Smith^{a,*}, Matthew J. Easterbrook^a, James Blount^a, Yasin Koc^a, Charles Harb^b, Claudio Torres^c, Abd Halim Ahmad^d, Hu Ping^e, Goksu Cagil Celikkol^f, Rolando Diaz Loving^g, Muhammad Rizwan^h

^a University of Sussex, Brighton, UK

^b American University of Beirut, Lebanon

^c University of Brasilia, Brazil

^d University of North Malaysia, Sintok, Malaysia

^e Renmin University, Beijing, China

^f Helsinki University, Finland

^g National University of Mexico, Mexico City, Mexico

^h University of Karachi, Pakistan

Received 2 March 2017; accepted 8 March 2017

Available online 29 April 2017

Abstract

Researchers are making increasing use of the distinction between cultural logics emphasizing dignity, face, and honor. Students from eight nations including two from Latin America rated items tapping the extent to which they believed that most persons in their nation endorsed these types of mindset. Their ratings did not accord with prior beliefs as to which cultures exemplify dignity, face, and honor. However, the predictions that analytic cognition would be more prevalent in dignity cultures and contrasting types of holistic cognition would be more prevalent in face and honor cultures were supported. The belief that the logic of dignity was prevalent within one's nation was significantly associated with higher life satisfaction.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Keywords: Face cultures; Honor cultures; Dignity cultures; Depression; Life satisfaction

Resumen

Las investigaciones se están centrando cada vez con mayor énfasis en el uso de la distinción entre lógicas culturales, haciendo más hincapié en la dignidad, el mantenimiento del status quo estructural de una sociedad (*face*) y el honor. Estudiantes de 8 países, incluyendo 2 de América Latina, clasificaron elementos sobre cuán importante para la aceptación social es la dignidad o el honor para la mayoría de las personas en su nación. Las calificaciones obtenidas no concuerdan con creencias previas en cuanto a cuáles culturas promueven más la dignidad y/o el honor como guías de su comportamiento.

* Corresponding author. School of Psychology, University of Sussex, Falmer, Brighton BN1 9QG, UK. Tel.: +44 1323 811311.

E-mail address: psmith@sussex.ac.uk (P.B. Smith).

Peer Review under the responsibility of Universidad Nacional Autónoma de México.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.aiprr.2017.03.001>

2007–4719/© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Sin embargo, las predicciones de que los patrones de cognición analítica serían más frecuentes en culturas que se centran en la dignidad, y que los patrones de cognición holística serían más frecuentes en culturas que se centran en la honra fueron apoyadas. Adicionalmente, la creencia de que la lógica de la dignidad era frecuente dentro de cada nación se asoció significativamente con una mayor satisfacción de vida.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Palabras clave: Culturas de *status quo* estructural; Culturas de honor; Culturas de dignidad; Autopresentación; Depresión; Bienestar subjetivo

The identification of cultural dimensions that was initiated by Hofstede (1980) has provided a substantial basis for interpreting nation-level differences in a broad range of social behaviors. However, the mechanism whereby nation-level context could influence individual-level behaviors has come under increasing scrutiny. The measures of values, beliefs and norms that are typically used to define and construct nation-level dimensions are found to show much greater variability within nations than between nations (Fischer & Schwartz, 2011). This renders less plausible the assumption that individual behaviors within a nation are guided by an implicit or explicit awareness of the values, beliefs and norms that are most typically endorsed within their nation.

While it remains very likely that conformity to prevailing norms is a frequent occurrence within more specific subcultural groups within a nation (Gelfand & Harrington, 2015), we lack an adequate explanation of the mechanisms through which nation-level differences arise. Nation-level effects could for instance be considered as an aggregation of relevant subcultural effects. Alternatively, they might be accomplished through the impact over time of the social norms and institutions that arise as adaptations to salient environmental constraints. Relevant adaptations can include both behaviors and the ways of thinking about one's social context that facilitate particular behaviors.

One way to address these ambiguities is to obtain direct measures of intersubjective perceptions of the values, beliefs, and norms that prevail within a nation. Fischer (2006) asked students in ten nations to rate the values that they personally endorsed most strongly and also to rate the values that were most strongly endorsed by persons in their nation. The two sets of values correlated on average at only .28. In a further study conducted only in New Zealand, the students' subsequently reported behaviors were more strongly predicted by the perceived national norm than by their own values. In a later study, Fischer et al. (2009) found that across

samples from eleven nations, personal values and norms for 'what most people believe' concerning aspects of individualism and collectivism were cumulatively predictive of subsequent reported behaviors. Shteynberg, Gelfand and Kim (2009) found perceived national norms to be more strongly predictive of blame attributions than personal attitudes in Korea and the United States. The present study extends this increasing focus on the predictive power of subjective norms by applying it to a characterization of cultural differences based on contrasts between honor, face and dignity that is becoming increasingly influential, but for which no overt measures have yet been established.

A second way to explore the impact of social norms is to examine variations in social cognition. We have substantial evidence that respondents in the interdependent cultures of East Asia engage more frequently in holistic modes of cognition, while those in more independent cultures more often employ analytic modes of cognition (Nisbett, Peng, Choi, & Norenzayan, 2000; Norenzayan, Choi, & Peng, 2007). While the initial studies in this area by Nisbett and his colleagues focused on contrasts between East Asia and North America, more recent studies indicate that variations in analytic versus holistic cognition can be found within samples from many parts of the world (Varnum, Grossmann, Kitayama & Nisbett, 2011). Furthermore, experimental priming can induce shifts in cognitive style (Oyserman & Lee, 2008). Cultural differences in such styles are therefore probably best considered as habits induced by both proximal and distal circumstances, whether these circumstances be predominantly normative or personal (Muramoto, 2013). In contexts characterized by strong norms, it can be of value to scan all aspects of one's environment in order to be aware of every aspect affecting one's relations with others. Where norms are weaker, there can be greater possibilities for distinguishing different aspects of one's context and making choices that are more contingent on personal preference.

Dignity, face, and honor

Leung and Cohen (2011) have proposed a distinction between three ‘cultural logics’ of dignity, face, and honor. In dignity cultures, individuals are construed as relatively equal, with each having a stable and internal sense of worth. Face cultures are relatively more hierarchical, with greater emphasis on in-group harmony and modesty. The distinction between dignity and face cultures parallels Hofstede’s (1980) much studied contrast between the individualism of Western European and North American nations and the collectivism of East Asian nations. Honor cultures give greater emphasis to the need to establish and defend the virtue and honor of oneself and one’s group. The cultural logic of honor is seen as exemplified within Mediterranean, Latin American and South Asian cultures. Understandings of honor have been compared between Mediterranean honor and North American and North European dignity cultures (Rodríguez Mosquera, Manstead, & Fischer, 2002; Gelfand & Harrington, 2015; Günsoy, Cross, Uskul, Adams, & Gercek-Swing, 2015; Mosquera, Fischer, Manstead, & Zaalberg, 2008; Uskul, Cross, Sunbay, Gercek-Swing, & Ataca, 2012), and between Mediterranean honor cultures and East Asian face cultures (Güngör, Karasawa, Boiger, Dincer, & Mesquita, 2014). Empirical comparisons between dignity cultures and Latin American honor cultures have been much less frequent, and have included Brazil (Vandello & Cohen, 2003) and Chile (Vandello, Cohen, Grandon & Franiuk, 2009), but not Mexico. Some studies have now simultaneously contrasted all three types of culture (Leung & Cohen, 2011; Severance et al., 2013; Uskul, Oyserman, Schwarz, Lee, & Xu, 2013). However in none of these studies has any direct measure been employed to test the validity of the researchers’ postulation that their samples do exemplify the hypothesized cultural contrasts involved.

The perspective of the present study is that members of a given nation may have diverse perceptions of the culture of that nation, given the existence of sub-cultural groupings within any nation, as well as the variability of individual personal life experiences. Consequently, respondents from all sampled nations may identify values, beliefs, and behaviors that they believe to be typical of dignity *or* face *or* honor cultures within their own nation. Comparisons of mean scores for nations may therefore be at risk of invalidity not just on account of lack of measurement equivalence, but also from the extent to which samples fully represent the range of variation in perspectives. However, we may expect that whatever values, beliefs and behaviors are perceived to

be present within each sample will be construed in ways that are characteristic of the cognitive style that is prevalent within that type of culture. Thus, the cognitive style can provide a more direct indication of mindset than the content of what is perceived. We next consider in turn the basis for predicting such effects in each type of culture.

Hypotheses

Within dignity cultures, analytic modes of cognition are most prevalent (Nisbett et al., 2000). Members of individualistic cultures have been shown frequently to think analytically and to distinguish between behavior patterns seen as inconsistent with one another. Consequently, they can be expected to differentiate between all three alternative ways of characterizing a culture.

H1. In dignity samples, respondents will distinguish between dignity, honor, and face values. Those who perceive their nation to be based on dignity values will perceive it not to be characterized by reliance on either face values or honor values.

Conversely, members of the face cultures of East Asia more frequently think holistically (Nisbett et al., 2000). Given their major preference for preservation of harmony and face, they are likely to see all values and behaviors that could generate harmony rather than conflict as contributing toward the creation and maintenance of a face culture. As dignity values emphasize equality, they can provide a basis for interpersonal harmony. In contrast, honor values imply assertion and defense against threat, which are unlikely to be seen as contributing toward harmony.

H2. In face samples, respondents will contrast dignity and face values with honor values. Those who perceive their nation to be based on face values will also perceive reliance on dignity values as contributing to face.

The preferred cognitive styles of members of honor cultures have been less fully explored. Uskul, Kitayama, and Nisbett (2008) found contrasting patterns of holistic and analytic cognition within distinctive Turkish samples. Knight and Nisbett (2007) found more holistic cognition among Southern Italians (who are said to more strongly endorse honor values) than among northern Italians. The nation-level dimension of Monumentalism-Flexumility has been identified by Minkov (2011) from analyses of items within the World Values Survey. Members of nations scoring high on Monumentalism score high on national pride and distinguish sharply between

evaluations of what is approved and what is disapproved (Smith, 2011). The highest scores on this dimension are found predominantly in Arab and African samples. Nations scoring high on Flexumility score moderately, and are found in East Asia. It appears that this dimension may differentiate honor cultures from face cultures. Given a major preference for the preservation of honor, reliance on face and dignity values would be rejected as unable to uphold honor.

H3. In honor samples, respondents will contrast dignity and face values with honor values. Those who perceive their nation to be based on honor values will perceive it not to be based on dignity or face values.

While there may be considerable variability in the way that individuals perceive their own national culture, it could be argued that those who perceive it in a way that is concordant with the majority perspective will achieve a more positive adaptation to their circumstances. However, this would only be the case where the majority culture is in fact positively evaluated, which may not always be the case. Bearing this in mind, we can cautiously test whether outcomes are more positive for those whose reading of their context concurs with the regions of the world that have been characterized by prior theorizing and research respectively as favoring dignity, face, or honor values. Indices are available for depression and for life satisfaction. There are certainly numerous other more proximal factors involved in whether one is depressed or satisfied with life, so there is no reason to expect that the predicted effects will be strong.

H4. Depression will be lower and life satisfaction will be higher among respondents who characterize their nation in the way that is consistent with prior characterizations of the nations whose cultures favor dignity, face, and honor, respectively.

Method

Sample

Respondents were students enrolled in universities in the nations shown in Table 1. Responses from non-nationals and those born outside the country were discarded. The Brazilian sample comprised 42 percent whites, 41 percent Pardo (i.e., mixed-race) and 12 percent Africans. The Malay sample comprised 55 percent Malays, 36 percent Chinese and 6 percent Indians. No other sample contained ethnic minorities in excess of 10 percent. Data were collected online in Beijing,

Table 1
Details of samples.

Sample	<i>N</i>	Mean age	% Male
Brazil	290	26.7	51.4
China – Beijing	236	19.5	27.1
China – Chengdu	101	20.1	47.5
Finland	182	26.7	10.4
Lebanon	143	19.0	50.7
Malaysia	186	22.2	38.2
Mexico	210	21.8	47.8
Turkey	161	21.3	32.3
UK	137	20.0	15.3

Finland, Turkey, the UK and in one of the two universities sampled in Brazil. Data were collected on paper in Chengdu, Lebanon, Malaysia and the other sampled university in Brazil. The questionnaire was constructed in English and then translated into the language of instruction in each of the universities sampled. Lebanese respondents therefore used the English language version. Back-translation was employed to ensure translation accuracy.

Measures

Cultural clusters

Data were collected from a minimum of two nations within each of the postulated culture types. UK and Finland were deemed to be exemplars of dignity cultures, since they score in the top third of Hofstede's (1980) sample on his measure of individualism. China and Malaysia were selected as exemplars of face cultures, as they score in the top third of Hofstede's measure for collectivism. Four nations were selected as exemplars of honor cultures, separating Mediterranean honor cultures from Latin American honor cultures. As noted above, almost all studies of honor cultures have sampled Mediterranean nations, and we have little information as to their similarity or difference from Latin American honor cultures.

Measurement equivalence

In order to test the hypotheses validly, metric equivalence is desirable for the measures used to test within-sample relationships, namely depression, life satisfaction and perceived culture. For each scale, model fit was assessed using the Comparative Fit Index (CFI), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), and Standard Root Mean Squared Residual (SRMR). Values of SRMR < .08 (or < .10), RMSEA < .06 (or < .08), and CFI > .95 (or > .90) have been proposed as criteria for "good" (or "acceptable") fit (Hu & Bentler, 1999). Metric or scalar invariance were considered to be supported if a

model that assumes that level of invariance showed adequate fit. Analyses were conducted in Mplus Version 6 (Muthén & Muthén, 2010).

Perceived culture

Perceived culture was measured through the use of 18 survey items tapping the values perceived to be endorsed in one's nation. This measure was originally constructed on the basis of theoretical analyses and research into aggression and negotiation behaviors (Severance et al., 2013). For each culture type, six items each asked 'to what extent do most [nationality] people believe that ...'. Sample items are '... how much a person respects himself is far more important than how much others respect him' (dignity); '... people should minimize conflict in social relationships at all costs' (face); and '... you must punish people who insult you' (honor). The full survey is provided as an Appendix A.

To investigate whether the proposed three factor solution was a better fit to the data than collapsing any two of the scales into a two factor solution, we first conducted pan-cultural analyses investigating the fit of a three factor model against several two factor models, one for each of the possible subscale pairings. The three factor solution was indeed a better fit to the data than any of the two factor solutions (ΔCFI all >0.14).

Next, we conducted multiple-group confirmatory factor analyses to investigate measurement invariance of the three factor perceived culture scales. After removing two dignity items, two honor items, adding one covariance across all national groups, and five nation-specific covariances, partial metric invariance was supported; $\chi^2(738) = 1216.037, p < .001, CFI = .90, RMSEA = .06$ and $SRMR = .087$. Thus we may validly examine correlations between factor scores, but cannot rely on comparisons of means.

Depression

Depression was measured with the 20-item version of the Centre for Epidemiological Studies Depression scale (CES-D) (Radloff, 1977). These items have 4-point response scales keyed in terms of frequency of symptom occurrence. Four items describing positive symptoms are reverse keyed. The depression factor was scaled by fixing one item loading to 1. After removing five items (including all the reversed items), adding two covariances between items across all national groups, and 13 covariances between items for specific nations, a multi-group CFA supported partial metric invariance: $\chi^2(891) = 1791.973, p < .001, CFI = .90, RMSEA = .074$

and $SRMR = .088$. Factor scores standardized within nations were saved from this model for use in analyses.

Life satisfaction

Satisfaction with life was measured with the five-item scale developed by Diener, Emmons, Larsen, and Griffin (1985). A sample item is 'I am satisfied with life'. These items have 7-point response scales keyed from 'strongly disagree' to 'strongly agree'. There are no reversed items. The average of Cronbach alphas by nation was 0.82 with the lowest score being 0.72. A multiple-group CFA with one covariance across all national groups supported full metric invariance, with good fit: $\chi^2(68) = 142.693, p < .001, CFI = .978, RMSEA = .078, SRMR = .077$. Factor scores were saved from this model for use in analyses.

Results

Although it was argued that there is no basis for expecting that perceived values will accord with prior characterizations of dignity, face, and honor cultures, mean scores standardized relative to Brazil for the present samples are of interest and are provided in Table 2. Brazil was arbitrarily chosen as the basis for comparison since its name come first alphabetically. The table shows that among the nine samples, Brazil scored sixth on dignity, sixth on face, and seventh on honor. Thus the Brazilian respondents did not see any of the three dimensions as describing their culture very strongly. Mexican respondents scored joint second on dignity, eighth on face, and fifth on honor, so that they saw their culture as approximating most closely to a dignity culture.

Table 2 also shows the standardized scores for depression and life satisfaction. Brazil scored second lowest on depression and fifth highest on life satisfaction, whereas Mexico scored lowest on depression and highest on life satisfaction.

Hypotheses 1–3 were tested by the correlations shown in Table 3. As predicted by Hypothesis 1, respondents in UK and Finland differentiated between the extent to which they perceived their culture as emphasizing dignity, face, and honor values. Five of the six correlation coefficients were significantly negative. As predicted by Hypothesis 2, respondents in China and Malaysia did not differentiate their perceptions of dignity and face values, although the magnitude of the association between the two measures did vary between samples. Perceptions of honor values in these samples did not consistently correlate with perceptions of dignity or face values. As predicted by Hypothesis 3, the respondents

Table 2
Standardized factor means for perceived beliefs.

Sample	Dignity	Face	Honor	Depression	Life satisfaction
Brazil	.00	.00	.00	.00	.00
China – Beijing	–.25	.16	.59	.36	–.56
China – Chengdu	.08	–.14	.61	.38	–.26
Finland	–.06	.17	–.95	.06	.44
Lebanon	–.44	–.40	.65	.10	–.31
Malaysia	.40	.61	.14	.48	.26
Mexico	.40	–.23	.27	–.12	.90
Turkey	.54	.41	–.12	.40	–.34
UK	.04	.45	.29	.21	.02

Table 3
Correlations between perceived culture by nation and by culture type.

Sample	Dignity–Face	Dignity–Honor	Face–Honor
Finland	–.28**	–.38**	–.17*
UK	–.27**	–.40**	.02
Dignity samples	–.28**	–.38**	–.09
China – Beijing	.22**	.10	.16*
China – Chengdu	.43**	–.17	.08
Malaysia	.82**	.18*	–.14*
Face samples	.41**	.08	.01
Lebanon	.71**	–.72**	–.63**
Turkey	.90**	–.27**	–.02
Mediterranean Honor samples	.81**	–.44**	–.23**
Brazil	.81**	–.63**	–.68**
Mexico	.96*	–.76**	–.71**
Latin American Honor samples	.89**	–.70**	–.70**

Note: * $p < .05$; ** $p < .01$.

from Lebanon, Turkey, Brazil and Mexico perceived honor values as contrary to dignity and face values, with seven of eight correlation coefficients strongly and significantly negative. Furthermore, perceptions of face and dignity values in these samples were strongly and positively correlated.

Hypothesis 4 was tested by the correlation coefficients shown in [Table 4](#). Evidence in support of the hypothesis is found only in the data from the UK, and the Beijing Chinese sample. UK respondents who perceived their nation as characterized by dignity values were less depressed and more satisfied with life. Furthermore, UK respondents who saw their nation as emphasizing honor values were more depressed and less satisfied with life. In the Beijing sample, those who perceived their nation as favoring face values were less depressed and more satisfied with life. There was also an effect in the Beijing data linking satisfaction with life and emphasis on dignity values, but as noted above perceptions of face and of dignity values were associated in this sample. In the remaining seven samples, there was only one significant effect: contrary to prediction, respondents in Lebanon

were more satisfied with life when they perceived their nation as favoring dignity values. The table also indicates a significant pan-cultural correlation between perception that one's nation favors dignity values and higher satisfaction with life. Consistent with this overall effect, Mexican respondents reported the second lowest mean score for depression and the highest mean score for life satisfaction. As noted earlier, they also perceived Mexican culture as favoring dignity rather than face or honor values.

Discussion

This study has explored the way in which members of distinctive types of cultural groups perceive the values of those around them. Consistent with the results of earlier studies showing variability of values and beliefs within nations ([Fischer, 2006](#); [Fischer & Schwartz, 2011](#)), we have made no assumption that the perceptions of members of a cultural group will necessarily concur with one another in their estimates of prevailing values or beliefs. An averaging of their perceptions consequently may or

Table 4
Correlations of perceived culture with depression and life satisfaction.

Sample	Dignity		Face		Honor	
	CESD	LS	CESD	LS	CESD	LS
Finland	-.07	-.03	.05	.07	.02	.07
UK	-.22*	.21*	-.04	.03	.25**	-.18*
Dignity Samples	-.14**	.09	.01	.05	.11*	-.02
China – Beijing	-.09	.15*	-.13*	.18**	-.05	-.01
China – Chengdu	-.01	.14	.03	.12	-.14	.13
Malaysia	.05	-.11	-.04	-.07	.13	.00
Face samples	-.03	.07	-.07	.06	.00	.01
Lebanon	-.16	.16	.00	-.04	.11	-.09
Turkey	-.05	.18*	-.03	.11	.07	-.08
Mediterranean Honor samples	-.10	.17**	-.01	.05	.08	-.08
Brazil	.01	.06	.09	.03	.07	-.02
Mexico	.04	.01	.07	-.01	-.01	-.03
Latin American Honor samples	.03	.03	.08	.01	-.03	-.02
Total sample	-.04	.07**	.01	.04	.04	-.03

Note: CESD = depression; LS = life satisfaction.

* $p < .05$; ** $p < .01$.

may not provide a valid estimate of prevailing culture. Some respondents are likely to be better informed or more influential than others, and they may also differ in the reference points against which they choose to anchor their judgments (Heine, Lehmann, Peng, & Greenholz, 2002). The estimates of values provided by the present student samples may have been drawn more from knowledge of shared campus values than from knowledge of their national cultures as a whole. As Table 2 showed, there was in fact very little concordance between mean perceived values and prior characterizations of culture types. This may also be partly due to the fact that the values measures did not achieve full structural measurement equivalence.

Our emphasis here has been on the structure of respondents' perceptions as an indirect indicator of cultural priorities, and the problems identified above do not affect within-subject data analyses. The substantial divergence found between the ratings made by respondents from dignity, face and honor cultures does lend support to the contrast made between them by previous researchers. Cultures are known to differ in their propensity for acquiescent responding (Smith, 2011), but the present correlational results cannot be attributed to a global tendency toward acquiescence because respondents from all samples did make distinctions between at least some of their ratings.

Little evidence was found for the predicted of association between the predominance of each type of perceived values and the indices of depression and life satisfaction.

Rather than reflecting a differential response to each culture type, the results suggest an overall association between the dignity dimension and positive outcomes. Particularly in the UK, Turkey, Lebanon and China, the perception that one's nation is characterized by high dignity values and low honor values is associated with low depression and high life satisfaction. In the sample as a whole, only the association of perceived dignity and high life satisfaction achieves significance. While this is an individual-level association, it is reminiscent of the nation-level finding that mean life satisfaction is higher in dignity cultures (Diener, Diener, & Diener, 1995). However, the variance explained by the present association is modest, as might be expected given the greater salience of more proximal causal factors for depression and life satisfaction.

Conclusion

The use of a perceived values measure has provided evidence confirming the presence of contrasting cognitive styles among respondents in cultural groups assumed to exemplify dignity, face, and honor cultures. However, at least among the present samples of respondents, the measure does not itself provide a defensible basis for distinguishing directly between these three types of cultural groups. Fuller investigation of appropriate survey items and the contexts to which these items refer will be required in order that the required contrasts can be more adequately operationalized.

Funding

No financial support was provided.

Conflict of interest

Since the editor is a co-author of this paper, the review process and decision to accept it for publication were handled by Sofia Rivera-Aragón. The authors have no other conflicts of interest to declare.

Appendix A. Survey items

A.1. Dignity items

- *1. How much a person respects himself is far more important than how much others respect him.
- 2. People should NOT care what others around them think.
- 3. People should speak their mind.
- 4. People should make decisions based on their own opinions and not based on what others think.
- *5. People should stand up for what they believe in even when others disagree.
- 6. People should be true to themselves regardless of what others think.

A.2. Face items

- 1. People should minimize conflict in social relationships at all costs.
- 2. It is important to maintain harmony within one's group.
- 3. People should be very humble to maintain good relationships.
- 4. People should control their behavior in front of others.
- 5. People should be extremely careful not to embarrass other people.
- 6. People should never criticize others in public.

A.3. Honor items

- *1. People must always be ready to defend their honor.
- 2. It is important to promote oneself to others.
- 3. People always need to show off their power in front of their competitors.
- *4. Men need to protect their women's reputation at all costs.
- 5. You must punish people who insult you.
- 6. If a person gets insulted and they don't respond, he or she will look weak.

*Asterisked items were discarded in order to achieve adequate structural measurement equivalence.

References

- Diener, E., Diener, M., & Diener, C. (1995). Factors predicting the subjective well-being of nations. *Journal of Personality and Social Psychology, 69*, 851–864.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment, 49*, 71–75.
- Fischer, R. (2006). Congruence and function of personal and cultural values: Do my values reflect my culture's values? *Personality and Social Psychology Bulletin, 32*, 1419–1431.
- Fischer, R., Ferreira, M. C., Assmar, E., Redford, P., Harb, C., Glaser, S., . . . , & Achoui, M. (2009). Individualism-collectivism as descriptive norms: Development of a subjective norm approach to culture measurement. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 40*, 187–213.
- Fischer, R., & Schwartz, S. H. (2011). Whence differences in value priorities? Individual, cultural or artefactual sources. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 42*, 1127–1144.
- Gelfand, M. J., & Harrington, J. (2015). The motivational force of descriptive norms: For whom and when are descriptive norms most predictive of behavior? *Journal of Cross-Cultural Psychology, 46*, 1273–1278.
- Güngör, D., Karasawa, M., Boiger, M., Dincer, D., & Mesquita, B. (2014). Fitting in or sticking together: The prevalence and adaptivity of conformity, relatedness and autonomy in Japan and Turkey. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 45*, 1374–1389.
- Günsoy, C., Cross, S., Uskul, A., Adams, G., & Gercek-Swing, B. (2015). Avoid or fight back? Cultural differences in responses to conflict and the role of collectivism, honor and enemy perception. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 46*, 1081–1102.
- Heine, S. J., Lehmann, D. R., Peng, K. P., & Greenholz, J. (2002). What's wrong with cross-cultural comparisons of subjective Likert scales? The reference group effect. *Journal of Personality and Social Psychology, 82*, 903–918.
- Hofstede, G. (1980). *Culture's consequences: International differences in work-related values*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1–55.
- Knight, N., & Nisbett, R. (2007). Culture, class and cognition: Evidence from Italy. *Journal of Cognition and Culture, 7*, 283–291.
- Leung, A. K. Y., & Cohen, D. (2011). Within- and between-culture variation: Individual differences and the cultural logics of honor, face and dignity cultures. *Journal of Personality and Social Psychology, 100*, 507–526.
- Minkov, M. (2011). *Cultural differences in a globalizing world*. Bingley, UK: Emerald.
- Muramoto, Y. (2013). Culture and analytic versus holistic cognition: Toward multilevel analyses of cultural influences. *Advances in Experimental Social Psychology, 47*, 131–188.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2010). *Mplus user's guide* (6th ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Nisbett, R. E., Peng, K. P., Choi, I., & Norenzayan, A. (2000). Culture and systems of thought: Holistic versus analytic cognition. *Psychological Review, 108*, 291–310.

- Norenzayan, A., Choi, I., & Peng, K. P. (2007). Perception and cognition. In S. Kitayama, & D. Cohen (Eds.), *Handbook of cultural psychology* (pp. 569–594). New York: Guilford Press.
- Oyserman, D., & Lee, S. (2008). Does culture affect what and how we think? Effects of priming individualism and collectivism. *Psychological Bulletin*, *134*, 313–342.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, *1*, 385–401.
- Rodríguez Mosquera, P. M., Fischer, A. H., Manstead, A. S. R., & Zaalberg, R. (2008). Attack, disapproval, or withdrawal? The role of honor in anger and shame responses to being insulted. *Cognition and Emotion*, *22*, 1471–1498.
- Rodríguez Mosquera, P. M., Manstead, A. S. R., & Fischer, A. H. (2002). Honor in the Mediterranean and Northern Europe. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *33*, 16–36.
- Severance, L., Bui-Wrzosinska, L., Gelfand, M., Lyons, S., Nowak, A., Borkowski, W., . . . , & Yamaguchi, S. (2013). The psychological nature of aggression across cultures. *Journal of Organizational Behavior*, *34*, 835–865.
- Shteynberg, G., Gelfand, M., & Kim, K. (2009). Peering into the ‘magnum mysterium’ of culture: The explanatory power of descriptive norms. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *40*, 46–69.
- Smith, P. B. (2011). Communication styles as dimensions of national culture. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *42*, 216–233.
- Uskul, A., Cross, S., Sunbay, Z., Gercek-Swing, B., & Ataca, B. (2012). Honor-bound: The cultural construction of honor in Turkey and the Northern United States. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *43*, 1131–1151.
- Uskul, A., Kitayama, S., & Nisbett, R. (2008). Ecological basis of cognition: Farmers and fishermen are more holistic than herders. In *Proceedings of the National Academy of Sciences* (pp. 8552–8556).
- Uskul, A. K., Oyserman, D., Schwarz, N., Lee, S. W., & Xu, A. J. (2013). How successful you have been in life depends on the response scale used: The role of cultural mindsets in pragmatic inferences drawn from question format. *Social Cognition*, *31*, 222–236.
- Vandello, J. A., & Cohen, D. (2003). Male honor and female infidelity: Implicit scripts that perpetuate domestic violence. *Journal of Personality and Social Psychology*, *84*, 997–1010.
- Vandello, J. A., Cohen, D., Grandon, R., & Franiuk, R. (2009). Stand by your man: Indirect prescriptions for honorable violence and feminine loyalty in Canada, Chile and the United States. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *40*, 81–104.
- Varnum, M., Grossmann, I., Kitayama, S., & Nisbett, R. (2011). The origins of cultural differences in cognition: The social orientation hypothesis. *Current Directions in Psychological Science*, *19*(1), 9–13.



Disponible en www.sciencedirect.com

Acta de Investigación Psicológica Psychological Research Records

Acta de Investigación Psicológica 7 (2017) 2577–2584

www.psicologia.unam.mx/acta-de-investigacion-psicologica/



Original

Revisión psicométrica de tres escalas del perdón: midiendo la metamorfosis emocional

Psychometric review of three scales of forgiveness: Measuring the emotional metamorphosis

Rodrigo Miguel Rosales-Sarabia*, Sofía Rivera Aragón y Mirna García Méndez

Universidad Nacional Autónoma de México, México

Recibido el 4 de julio de 2016; aceptado el 16 de febrero de 2017

Disponible en Internet el 29 de abril de 2017

Resumen

Se ha reportado que una transgresión interpersonal puede hacer que los individuos mantengan el resentimiento y experimenten más afecto negativo, ira, estrés, y depresión (Stackhouse, Ross y Boon, 2016). Dado su impacto en la salud física y mental, es importante estudiar el perdón desde la psicología científica, para lo cual es necesario contar con instrumentos válidos y confiables. Sin embargo, hay pocos en español, y no han sido suficientemente estudiados, por lo que en esta investigación se revisaron las propiedades psicométricas de tres escalas del perdón: la Escala de Capacidad de Perdón (CAPER; Casullo y Fernández-Liporacce, 2005), la Escala del Perdón (Vargas-Núñez y Pozos-Gutiérrez, 2005), y la Escala del Perdón en la Relación de Pareja (Rosales-Sarabia, 2013). Para el análisis de la escala CAPER y la Escala del Perdón participaron 253 adultos, mientras que en el caso de la Escala del Perdón en la Relación de Pareja participaron 238 personas involucradas en una relación de pareja, todos residentes del área metropolitana de la Ciudad de México. Los resultados mostraron que solo la Escala del Perdón en la Relación de Pareja replicó su estructura factorial en una muestra distinta. Se discuten los hallazgos a la luz de la literatura científica internacional.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Palabras clave: Perdón; Caper; Relación de pareja; Resentimiento; Psicometría

Abstract

It has been reported that suffering from interpersonal transgressions may cause individuals to maintain resentment and experience more negative affect, anger, stress, and depression (Stackhouse, Ross, & Boon, 2016). Given its impact on physical and mental health, it is important to study forgiveness from a scientific perspective, for which counting on valid and reliable measure instruments is highly important. However, there are just a few in Spanish, and haven't been deeply studied, so in this research the psychometric properties of three scales of forgiveness were reviewed: The Forgiveness Capacity Scale (CAPER; Casullo & Fernández-Liporacce, 2005), the Forgiveness Scale (Vargas-Núñez & Pozos-Gutiérrez, 2005), and the Scale of Forgiveness in the Romantic Relationship

* Autor para correspondencia. 5566737396, Bugambilia Lt 21 Mz 10, Santa Rosa, Chicoloapan, Estado de México, CP: 563746.

Correo electrónico: psic_rosales@live.com (R.M. Rosales-Sarabia).

La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad Nacional Autónoma de México.

(Rosales-Sarabia, 2013). For the psychometric analysis of CAPER and the Forgiveness Scale, 253 adults participated, while for the Scale of Forgiveness in the Romantic Relationship, 238 people involved in a relationship participated, all residents of the metropolitan area of the Mexico City. The results showed that only the Forgiveness Scale in the Romantic Relationship replicated its factorial structure in a different sample. Findings are discussed in the light of international scientific literature.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Keywords: Forgiveness; Caper; Romantic relationships; Resentment; Psychometry

Introducción

En prácticamente cualquier relación cercana, es muy probable que los individuos se sientan ofendidos o lastimados por el comportamiento de su compañero en algún momento de la relación. Al respecto, [Worthington y Wade \(1999\)](#) han señalado que la transgresión puede generar la experimentación de un conjunto de emociones y motivaciones que ha sido llamado falta de perdón (*unforgiveness* en inglés) o resentimiento ([Rosales-Sarabia, 2013](#)), conformado por amargura, hostilidad, odio, ira, miedo, evitación al estímulo asociado a la transgresión y el deseo de venganza en el individuo. En este sentido, se ha propuesto que el perdón es una vía para afrontar y superar las consecuencias psicológicas negativas tras haber sido tratado injustamente ([Enright y Fitzgibbons, 2015](#); [Worthington, 2006](#)), y ha sido asociado con mejor manejo de conflictos ([Wilkowski, Robinson y Troop-Gordon, 2010](#)), mayor satisfacción en las relaciones cercanas ([Sheldon, Gilchrist-Petty y Lessley, 2014](#)), niveles más altos de bienestar subjetivo en los individuos ([Toussaint y Friedman, 2008](#)), e incluso mayor salud física ([Lawler-Row, Hyatt-Edwards, Wuensch y Karremans, 2011](#)), mientras que el resentimiento puede propiciar el mantenimiento de afectividad negativa ([Green, Decourville y Sadava, 2012](#)), y se ha relacionado con mayores niveles de ansiedad ([Reed y Enright, 2006](#)), mayor estrés postraumático ([Orcutt, Pickett y Pope, 2005](#)), mayor sintomatología depresiva ([Liao y Wei, 2015](#)) e incluso con intentos e ideación suicidas ([Sansone, Keley y Forbis, 2013](#)).

No obstante, debido al inicio reciente de su estudio sistemático, la literatura científica internacional ofrece una amplia gama de concepciones, teorías y modelos explicativos del perdón; de hecho, [Enright y Fitzgibbons \(2015\)](#) enfatizan que es fundamental hacer una revisión extensa de la literatura disponible del perdón para evitar el deterioro de su significado. Al respecto, [Guzmán \(2010a\)](#) ha señalado que el perdón ha sido conceptualizado más como un proceso que como un constructo aislado;

en esa lógica es posible notar importantes consensos a través de las distintas concepciones del perdón, entre los que se destacan: (a) es una transformación cognitivo-afectiva después de una transgresión, en la cual la víctima realiza una evaluación concienzuda y realista acerca de la ofensa y el daño causados, reconoce claramente la responsabilidad del transgresor ([Enright y Fitzgibbons, 2015](#)), sin embargo, (b) decide no vengarse ni castigar al otro ([McCullough, 2008](#)), y (c) tiene lugar la sustitución de las emociones negativas características del resentimiento por emociones más positivas hacia el transgresor, ya sea de manera súbita, gradual, parcial o total ([Worthington, 2006](#)).

Es necesario precisar que mientras que algunos investigadores han sido muy claros en afirmar que la reconciliación y el perdón son constructos distintos aunque relacionados (i.e., se puede perdonar a alguien a pesar de que no estén juntos, como a alguien fallecido, una expareja, o alguna persona que nunca se volverá a ver) ([Enright y The Human Development Study Group, 1991](#); [Worthington, 2005](#)), en la conceptualización de [McCullough \(2008\)](#) y [McCullough, Kurzban y Tabak \(2010\)](#), la reconciliación es inherente al proceso del perdón (i.e., se perdona a las personas solo si pueden ofrecer beneficios instrumentales al individuo). Dado que en este sentido el perdón es un fenómeno mayormente intrapersonal, se considera que es posible perdonar a alguien a pesar de que la relación se haya disuelto por completo.

El perdón ha sido considerado un fenómeno polifacético, y diversos autores han dirigido sus esfuerzos a conceptualizar y medir las distintas dimensiones del perdón (e. g. [Enright y Rique, 2004](#); [Gordon y Baucom, 2003](#); [Hargrave y Sells, 1997](#); [Kamat, Jones y Row, 2006](#); [McCullough et al., 1998](#); [Paleari, Regalia y Fincham, 2009](#); [Rye et al., 2001](#); [Wade, 1989](#)), de las cuales algunas de ellas se contraponen, mientras que otras se complementan. Sin embargo, a pesar del amplio número de instrumentos del perdón disponibles en la literatura internacional anglosajona, el número de instrumentos

en español es considerablemente menor, los cuales se describen a continuación.

La Escala del Perdón, diseñada y validada por Vargas-Núñez y Pozos-Gutiérrez (2005), es un instrumento que se construyó en dos fases. En primer lugar se realizó un estudio exploratorio en el cual se preguntó a los participantes: «¿Para mí, qué es el perdón?»; las respuestas fueron categorizadas y se redactaron 60 reactivos. En la segunda fase, se aplicaron los reactivos a otra muestra y se llevaron a cabo los análisis estadísticos pertinentes para la validación del instrumento.

Por otro lado, la Escala de Capacidad de Perdonar (CAPER) es la traducción al español de la *Heartland Forgiveness Scale*, diseñada y validada originalmente por Thompson et al. (2005) y traducida y validada en Argentina por Casullo y Fernández-Liporacce (2005). Este instrumento cuenta con 18 reactivos que miden la disposición al perdón hacia sí mismo, hacia otros y hacia las situaciones. Recientemente, Aranda, Palacios y Villalba (2016) desarrollaron un instrumento basado en los mismos factores que la CAPER, pero con un mayor número de reactivos; sin embargo, aunque señalan que hicieron un análisis factorial exploratorio, no reportan la estructura factorial del mismo ni sus indicadores psicométricos, por lo que su validez es dudosa.

Otro instrumento diseñado y validado en México es la Escala del Perdón en la Relación de Pareja (Rosales-Sarabia, 2013), para cuyo desarrollo se redactaron reactivos conforme a las concepciones del perdón disponibles en la literatura científica. Su validación se llevó a cabo mediante los análisis estadísticos pertinentes, tras los cuales la escala quedó conformada por 15 reactivos agrupados en dos dimensiones, por un lado está el perdón genuino y por otro lado, el resentimiento.

Finalmente, se encuentra el Inventario de Motivaciones Relacionadas a Transgresiones Interpersonales (*Transgression Related Interpersonal Motivations Inventory*), en su versión de 12 reactivos (TRIM-12), originalmente diseñado y validado por McCullough et al. (1998), traducido y validado en Chile por Guzmán (2010b) y validado en México por López-Álvarez (2012). El instrumento muestra sólidas propiedades psicométricas, aunque la mayor crítica es que infiere el perdón solo a partir de las dimensiones de venganza y evitación, por lo que la TRIM-12 podría no considerarse explícitamente como una escala de perdón, sino de resentimiento (*unforgiveness*).

A nivel mundial, durante las últimas tres décadas, la investigación en torno al perdón se ha desarrollado exponencialmente (American Psychological Association,

2006), de manera que se han generado diversas escalas de autoinforme para medir el perdón. Sin embargo, el estudio científico del perdón en el contexto mexicano permanece como un área de oportunidad y los esfuerzos por cuantificarlo son apenas incipientes; en consecuencia, se resalta la importancia de contar con instrumentos de medición válidos, confiables y culturalmente relevantes que permitan la profundización en la descripción y comprensión del fenómeno. Dado lo anterior, el objetivo de esta investigación fue evaluar las propiedades psicométricas en población mexicana de tres instrumentos que miden el perdón: (1) la escala CAPER (Casullo y Fernández-Liporacce, 2005); (2) la Escala del Perdón (Vargas-Núñez y Pozos-Gutiérrez, 2005), y finalmente (3) la Escala del Perdón en la Relación de Pareja (Rosales-Sarabia, 2013).

Método

Participantes

La naturaleza de los instrumentos de medición empleados en esta investigación requirió el empleo de dos muestras con características diferentes, ambas muestras reclutadas mediante muestreos no probabilísticos por conveniencia. Para el análisis de la escala CAPER (Casullo y Fernández-Liporacce, 2005) y de la Escala del Perdón (Vargas-Núñez y Pozos-Gutiérrez, 2005) se contó con la participación de 253 residentes del área metropolitana de la Ciudad de México, de los cuales 68 fueron hombres (26.9%) y 185 fueron mujeres (73.1%), con edades entre los 18 y los 47 años ($M=21.43$, $DE=3.76$). Por otro lado, en el caso de la Escala del Perdón en la Relación de Pareja (Rosales-Sarabia, 2013), la muestra estuvo constituida por 238 personas involucradas en una relación de pareja (matrimonio=16%, noviazgo=64.7%, unión libre=11.3%, e informal=19%) y que reportaran haber sido ofendidas o lastimadas por su compañero en algún momento de la relación; 107 fueron hombres (45%) y 131 fueron mujeres (55%), con un rango de edad de 18 a 70 años ($M=24.46$, $DE=9.07$). En ambas muestras la participación fue voluntaria, anónima y se garantizó la confidencialidad de los datos.

Instrumentos

La escala CAPER, traducida al español y validada en población argentina por Casullo y Fernández-Liporacce (2005), está constituida por tres factores: perdón a sí mismo, perdón a otros y perdón a las situaciones, los cuales cuentan con índices de confiabilidad α de entre

0.72 y 0.40. La escala está conformada por 20 reactivos en formato de respuesta tipo Likert de 1 a 7 (1 = *casi siempre falso para mí*, y 7 = *casi siempre verdadero para mí*). Además, la escala cuenta con dos reactivos como indicadores de creencias que facilitan el perdón.

La Escala del Perdón, diseñada y validada en México por Vargas-Núñez y Pozos-Gutiérrez (2005), cuenta con 12 factores: dolor y remordimiento, reconciliación, perdonar y paz, poner fin a un problema y continuar la vida, perdón es una virtud, perdonar por obligación religiosa, no perdonar, olvidar la ofensa, perdonar y alejarse del ofensor, autculpa de la ofensa, tranquilidad del perdón y perdón condicional. La solución factorial explica el 61.952% de la varianza y cuenta con índices de confiabilidad α de entre 0.845 y 0.502. La escala está conformada por 43 reactivos con formato de respuesta tipo Likert de 1 a 5 (1 = *poco de acuerdo*, y 5 = *sumamente de acuerdo*).

La Escala del Perdón en la Relación de Pareja, también diseñada y validada en México por Rosales-Sarabia (2013), contiene dos factores: perdón genuino y resentimiento, los cuales explican el 49.567% de la varianza y cuentan con índices de confiabilidad α de entre 0.878 y 0.682, respectivamente. El instrumento está constituido por 15 reactivos con formato de respuesta tipo Likert de 1 a 4 (1 = *totalmente en desacuerdo*, y 5 = *totalmente de acuerdo*).

Análisis estadísticos

Para cada uno de los instrumentos se realizaron las pruebas estadísticas de validación de escalas de acuerdo con las sugerencias de Reyes Lagunes y García y Barragán (2008). Con la finalidad de identificar los reactivos que cubren los requisitos estadísticos pertinentes para formar parte del instrumento, en primer lugar, se calculó el sesgo de cada reactivo para verificar la distribución de las respuestas y se tomó como criterio de eliminación el que los reactivos contaran con un sesgo cuyo valor absoluto fuera mayor de 0.5. Posteriormente, se comprobó la capacidad de discriminación de los reactivos mediante una prueba *t* de Student para grupos extremos, y se tomó como criterio de eliminación el que un reactivo no discriminara adecuadamente entre los grupos extremos. Por último, se examinó la consistencia interna si se elimina el elemento de la escala total y se tomó como criterio de eliminación el hecho de que su descarte favoreciera la consistencia interna de la escala total. Cuando un reactivo cumplió dos o más criterios de eliminación, no se consideró para análisis subsecuentes. Posteriormente, se procedió a realizar un análisis factorial de componentes principales con rotación ortogonal

para obtener la validez de constructo de cada instrumento, en el cual se eligieron solo aquellos reactivos que tenían un peso factorial mayor o igual a 0.30 para conformar el instrumento, y se consideraron solo los factores que contaran con un valor propio igual o mayor que 1 e incluyeran tres o más reactivos. Por último, se calculó la confiabilidad de las escalas mediante el alfa de Cronbach.

Resultados

A continuación se presentan los hallazgos correspondientes a cada uno de los instrumentos, cada uno analizado bajo la lógica de los tratamientos estadísticos previamente referidos.

Escala de Capacidad de Perdonar (CAPER)

Los reactivos fueron analizados en términos de su sesgo, capacidad discriminatoria y su contribución a la consistencia interna de la escala total ($\alpha = 0.69$), esto con la finalidad de elegir los mejores reactivos en el instrumento; sin embargo, ningún reactivo cumplió con dos o más criterios de eliminación, por lo que la escala completa fue sometida al análisis factorial exploratorio con rotación ortogonal y se obtuvo la solución factorial que se presenta en la tabla 1.

La escala mostró una configuración unidimensional de la capacidad de perdonar, cuyos reactivos no corresponden a la descripción de los factores originalmente propuestos, y el coeficiente de confiabilidad alfa de Cronbach resultó aceptable pero bajo.

Tabla 1

Ponderación de factores con rotación ortogonal de la Escala de Capacidad de Perdonar (CAPER)

Reactivos	Factor I
8. Puedo llegar a comprender los errores de otras personas con el correr del tiempo	0.763
5. Con el paso del tiempo puedo llegar a entender lo que me ha pasado	0.738
14. A medida que el tiempo transcurre, llevo a comprender experiencias negativas que me ha tocado vivir	0.718
10. Puedo llegar a querer y comprender a la gente que se ha portado mal conmigo	0.525
Número de reactivos	4
Porcentaje de varianza explicada	47.944
Alfa de Cronbach	0.624

Los números en negrita señalan las cargas factoriales más altas.

Tabla 2
Ponderación de factores con rotación ortogonal de la Escala del Perdón

Reactivos	Factores		
	I	II	III
20. Acepto que hice mal al lastimar a esa persona	0.816	0.091	-0.078
29. Reconozco el grave sufrimiento que le hice a esa persona	0.809	0.178	0.042
39. Admito el grave error que cometí al dañar a esa persona	0.807	0.222	-0.031
24. Siento remordimiento del daño que hice	0.724	0.021	0.121
27. Estoy dispuesta(o) a olvidar el daño que esa persona me hizo	0.038	0.814	-0.078
37. Estoy dispuesta (o) a terminar y dejar atrás ese sufrimiento que me hicieron	0.068	0.751	-0.167
28. El perdonarla(o) haría que yo dejara atrás rencores y corajes	0.220	0.699	0.132
4. El perdonar al que me lastimó, es signo de humildad	0.258	0.350	0.108
42. El perdón es un valor religioso	0.098	-0.005	0.831
23. Yo perdono a la persona que me dañó, porque es un deber cristiano	-0.032	0.207	0.787
7. Solo Dios puede perdonar	0.002	-0.189	0.546
Número de reactivos	4	4	3
Porcentaje de varianza explicada	28.349	15.617	13.551
Alfa de Cronbach	0.81	0.624	0.53

Los números en negrita señalan las cargas factoriales más altas.

Escala del Perdón

En la primera fase se eligieron los mejores reactivos para la escala de acuerdo con su sesgo, capacidad discriminatoria y contribución a la consistencia interna del instrumento ($\alpha = 0.815$). Los reactivos 5, 8, 14, 18, 22, 31, 32, 33 y 35 no fueron considerados para ulteriores análisis psicométricos; con los reactivos restantes se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio de componentes principales con rotación ortogonal a los reactivos restantes. Como puede observarse en la [tabla 2](#), el instrumento se configuró en tres factores de los cuales solo el primer factor se integró exclusivamente por reactivos de acuerdo con la validación original, mientras que los factores II y III agruparon reactivos que originalmente correspondían a diferentes factores.

En esta muestra, la escala presentó un porcentaje de varianza explicada del 57.518% y una consistencia interna global de 0.686, que se considera baja pero aceptable.

Escala del Perdón en la Relación de Pareja

Los análisis de sesgo, poder de discriminación y consistencia interna del instrumento ($\alpha = 0.768$) determinaron que el reactivo 9 no cuenta con las características necesarias para formar parte del instrumento, por lo que no se incluyó en análisis posteriores. El análisis factorial exploratorio con rotación ortogonal mostró una configuración de 12 reactivos agrupados en dos factores (ver [tabla 3](#)).

Finalmente, la estructura factorial de la Escala del Perdón en la Relación de Pareja explicó el 54.346% de

la varianza y contó con una consistencia interna global de $\alpha = 0.763$, lo que es relativamente aceptable. En esta muestra, la escala no quedó constituida por el mismo número de reactivos, sin embargo, se replicó la estructura bifactorial del estudio original.

Discusión

El objetivo del presente estudio fue evaluar las propiedades psicométricas de tres instrumentos que miden el perdón. Para determinar las propiedades psicométricas de estos instrumentos se llevaron a cabo los análisis estadísticos propuestos por [Reyes Lagunes y García y Barragán \(2008\)](#), con la finalidad de probar si la estructura factorial reportada originalmente podría ser encontrada en otras muestras mexicanas. Solo en uno de los instrumentos se replicó la estructura factorial original.

Los resultados de la escala CAPER ([Casullo y Fernández-Liporacce, 2005](#)) indicaron que en una muestra mexicana el instrumento no mide el perdón a sí mismo, el perdón a otros o el perdón ante las situaciones, dado que la estructura factorial encontrada reveló solo un factor en el cual se agrupan reactivos de los factores perdón a otros y perdón ante las situaciones. No obstante, el nuevo factor parece ser un indicador de la autoeficacia que tienen los individuos para comprender las transgresiones vividas (e.g., «Puedo llegar a comprender los errores de otras personas con el correr del tiempo»), similar al factor comprensión de la Escala de Resolución de la Relación Interpersonal (*Interpersonal Relationship Resolution Scale* en inglés) de [Hargrave y Sells \(1997\)](#). La consistencia interna de este nuevo factor fue apenas aceptable.

Tabla 3

Ponderación de factores con rotación ortogonal de la Escala del Perdón en la Relación de Pareja

Reactivos	Factores	
	I	II
2. Mi pareja me lastimó, pero hoy la(o) quiero, le deseo el bien y disfruto mi relación	0.821	-0.040
1. Aunque mi pareja me lastimó en otro momento, hoy mis sentimientos son positivos hacia el o ella	0.773	-0.099
4. Creo que muchas de las heridas emocionales relacionadas a las acciones ofensivas de mi pareja, han sanado	0.762	-0.182
3. A pesar de las transgresiones por parte de mi pareja, confío en ella y disfruto de su compañía.	0.756	-0.092
5. Mi pareja me ofendió con su comportamiento y me hizo sentir mal, pero tras un tiempo, pude sentir cariño hacia mi pareja nuevamente	0.704	0.132
6. Puedo volver a sentir amor hacia mi pareja, a pesar de su trato injusto	0.665	-0.034
7. Después del resentimiento, pude volver a sentir amor hacia mi pareja	0.658	-0.004
8. A medida que el tiempo pasa, puedo superar el resentimiento y desearle el bien a mi pareja, a pesar de que me trató injustamente	0.583	0.065
10. Siento ira cuando recuerdo la manera injusta en que me trató	-0.031	0.798
11. No puedo dejar de pensar en lo mal que mi pareja me trató	-0.151	0.772
12. Reprocho a mi pareja su trato injusto	-0.074	0.747
13. Las acciones injustas de mi pareja me hicieron daño en alguna medida, y debe enfrentar las consecuencias	0.138	0.688
Número de reactivos	8	4
Porcentaje de varianza explicada	35.286	19.06
Alfa de Cronbach	0.864	0.746

Los números en negrita señalan las cargas factoriales más altas.

Con respecto a la Escala del Perdón (Vargas-Núñez y Pozos-Gutiérrez, 2005), el instrumento también falló al replicar su estructura original de 12 factores en una muestra distinta, y exhibió una solución factorial con solo tres factores, de los cuales solo el factor de dolor y remordimiento es coherente con la estructura factorial original. Es importante hacer énfasis en el contenido de este factor, cuyos reactivos sugieren una medición no desde la perspectiva de quien perdona, sino desde la del transgresor, en el cual se mide el dolor y remordimiento experimentados a partir de la falta cometida, de manera similar a la medición de remordimiento y autocondenación en la investigación de Fisher y Exline (2006). El factor de dolor y remordimiento fue el único que mostró un valor alfa satisfactorio, ya que el segundo presentó un valor apenas aceptable y el tercero obtuvo un valor inaceptable.

En términos de la Escala del Perdón en la Relación de Pareja (Rosales-Sarabia, 2013), los resultados replicaron la estructura factorial de dos factores. La estructura factorial de la escala, en términos del perdón genuino y resentimiento, exhibe una configuración con una dimensión positiva y una dimensión negativa de la dinámica posttransgresión; esta composición factorial es consistente con respecto a múltiples escalas disponibles en la literatura internacional que integran

dimensiones positivas (i.e., perdón genuino) y negativas (i.e., resentimiento), como son: el Inventario del Perdón de Enright (EFI; Enright y Rique, 2004), que cuenta con dimensiones positivas y negativas de afecto, conducta y cognición; la Escala del Perdón elaborada por Rye et al. (2001), que cuenta con una dimensión de ausencia de afecto, cogniciones y comportamientos negativos, y otra de presencia de afecto, cogniciones y comportamientos positivos hacia el transgresor; la Escala del Perdón marital a una ofensa específica (Paleari et al., 2009), que cuenta con una dimensión de resentimiento y evitación, y otra de benevolencia, así como la Escala del Perdón emocional diseñada y validada por Worthington et al. (2008), que incluye una subescala de presencia de emociones positivas y otra de reducción de emociones negativas. En términos de la confiabilidad de la Escala del Perdón en la Relación de Pareja, el instrumento mostró índices moderados pero aceptables por factor y de manera global.

La falla de CAPER y de la Escala del Perdón para replicar su estructura factorial en una muestra diferente puede deberse a que presentaron propiedades psicométricas bajas desde los trabajos originales, con indicadores de confiabilidad menores de 0.6, por lo que los hallazgos de investigación que se reporten a partir del empleo de estos instrumentos deberían ser

interpretados con cautela (e.g., Brizzio, Carreras y Mele, 2006; Maganto y Garaigordobil, 2010; Morales, 2014; Moreno y Fernández, 2009; Scheinsohn y Casullo, 2007). No obstante, a pesar de su dudosa validez y confiabilidad, la escala CAPER ha estado siendo utilizada en diversos trabajos de investigación.

Es fundamental hacer una profunda revisión teórico-conceptual antes de generar nuevos instrumentos de medición, de tal manera que la definición y la esencia del constructo no se deterioren (Enright y Fitzgibbons, 2015), y ello implique instrumentos con poca validez y/o confiabilidad. Si bien la Escala del Perdón en la Relación de Pareja (Rosales-Sarabia, 2013) demostró ser válida y confiable, solo mide el perdón en un contexto muy específico, la pareja actual, por lo que el perdón en otro tipo de relaciones cercanas, como la amistad, familia, compañeros de trabajo, e incluso la expareja, permanece como un área de oportunidad ante la que todavía hacen falta instrumentos válidos y confiables que den cuenta de tales fenómenos.

Financiación

Parte de esta investigación está subvencionada por el Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología en su programa de becas nacionales.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Referencias

- American Psychological Association. (2006). *Forgiveness: A sampling of research results*. Washington, DC: Office of International Affairs.
- Aranda, A., Palacios, A. y Villalba, A. (2016). Construcción y validación de la escala del perdón (VAPPER 490). *Revista de Investigación Apuntes Universitarios*, 4(1), 87–100.
- Brizzio, A. Carreras, M.A. y Mele, S.V. (2006). La capacidad de perdonar. Un estudio con adolescentes y adultos jóvenes. *XIII Jornadas de Investigación y Segundo Encuentro de Investigadores en Psicología del Mercosur*, Buenos Aires, Argentina, 10 al 12 de agosto.
- Casullo, M. M. y Fernández-Liporacce, M. (2005). Evaluación de la capacidad de perdonar. Desarrollo y validación de una escala. *Acta Psiquiátrica y Psicológica de América Latina*, 51(1), 14–20.
- Enright, R. y Fitzgibbons, R. (2015). *Forgiveness therapy: An empirical guide for resolving anger and restoring hope*. Washington DC: American Psychological Association.
- Enright, R. y Rique, J. (2004). *The Enright Forgiveness Inventory Sampler set*. Madison, WI: International Forgiveness Institute.
- Enright, R., & The Human Development Study Group. (1991). The moral development of forgiveness. En W. M. Kurtines y J. L. Gerwitz (Eds.), *Handbook of moral behavior and development* (pp. 123–152). Hilldale, NJ: Lawrence Edition.
- Fisher, M. L. y Exline, J. J. (2006). Self-forgiveness versus excusing: The roles of remorse, effort, and acceptance of responsibility. *Self and Identity*, 5(2), 127–146.
- Gordon, K. C. y Baucom, D. H. (2003). Forgiveness and marriage: Preliminary support for a measure based on a model of recovery from marital betrayal. *The American Journal of Family Therapy*, 31(3), 179–199.
- Green, M., Decourville, N. y Sadava, S. (2012). Positive affect, negative affect, stress, and social support as mediators of the forgiveness-health relationship. *Journal of Social Psychology*, 152(3), 288–307.
- Guzmán, M. (2010). El perdón en relaciones cercanas: conceptualización desde una perspectiva psicológica e implicancias para la práctica clínica. *Psyche*, 19(1), 19–30.
- Guzmán, M. (2010b). Apego y perdón de transgresiones relacionales ocurridas en la pareja: el rol mediador de las atribuciones negativas y la satisfacción (Tesis Doctoral). Pontificia Universidad Católica de Chile, Santiago, Chile.
- Hargrave, T. D. y Sells, J. N. (1997). The development of a forgiveness scale. *Journal of Marital and Family Therapy*, 23(1), 41–63.
- Kamat, V. I., Jones, W. H. y Row, K. L. (2006). Assessing forgiveness as a dimension of personality. *Individual Differences Research*, 4(5), 322–330.
- Lawler-Row, K. A., Hyatt-Edwards, L., Wuensch, K. y Karremans, J. (2011). Forgiveness and health: The role of attachment. *Personal Relationships*, 18(2), 170–183.
- Liao, Y. K. y Wei, M. (2015). Insecure attachment and depressive symptoms: Forgiveness of self and others as moderators. *Personal Relationships*, 22(2), 216–229.
- López-Álvarez, A.I. (2012). Estructura cognitiva que subyace al perdón de transgresiones específicas en la relación de pareja (Tesis de Maestría). Universidad Autónoma de Nuevo León, México.
- Maganto, C. y Garaigordobil, M. (2010). Evaluación del perdón: diferencias generacionales y diferencias de sexo. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 42(3), 391–403.
- McCullough. (2008). *Beyond revenge: The evolution of the forgiveness instinct*. San Francisco: Jossey-Bass.
- McCullough, M., Kurzban, R. y Tabak, B. A. (2010). Evolved mechanisms for revenge and forgiveness. En P. R. Shaver y M. Mikulincer (Eds.), *Understanding and reducing aggression, violence, and their consequences* (pp. 221–239). Washington, DC: American Psychological Association.
- McCullough, M., Sandage, S., Brown, S., Rachal, C., Worthington, E. y Hight, T. (1998). Interpersonal forgiving in close relationships: II. Theoretical elaboration and measurement. *Journal of Personality and Social Psychology*, 75(6), 1586–1603.
- Morales, F. (2014). Evaluación de empatía y capacidad para perdonar. Un análisis de confiabilidad de dos escalas: IRI y CAPER. *XVIII Congreso Nacional de Psicodiagnóstico, XXV Jornadas Nacionales de ADEIP*, Mar de Plata, Argentina, 26 al 30 de junio.
- Moreno, J. E. y Fernández, C. (2009). Empatía, flexibilidad y capacidad de perdonar. *Congreso Internacional de Investigación y Práctica Profesional en Psicología, XVI Jornadas de Investigación, y Quinto Encuentro de Investigadores en Psicología del Mercosur*. Buenos Aires, Argentina, 6 al 8 de agosto.
- Orcutt, H. K., Pickett, S. M. y Pope, E. B. (2005). Experiential avoidance and forgiveness as mediators in the relation between traumatic interpersonal events and posttraumatic stress disorder symptoms. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 24(4), 1003–1029.

- Paleari, F. G., Regalia, C. y Fincham, F. D. (2009). Measuring offence-specific forgiveness in marriage: The Marital Offence-specific Forgiveness Scale (MOFS). *Psychological Assessment, 21*(2), 194–209.
- Reed, G. L. y Enright, R. (2006). The effects of forgiveness therapy on depression, anxiety, and posttraumatic stress for women after spousal emotional abuse. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 74*(5), 920–929.
- Reyes Lagunes, I. L. y García y Barragán, L. F. (2008). Procedimiento de validación psicométrica culturalmente relevante: un ejemplo. En S. Rivera Aragón, R. Díaz Loving, R. Sánchez Aragón, y I. Reyes Lagunes (Eds.), *La psicología social en México, XII* (pp. 625–636). México: AMEPSO.
- Rosales-Sarabia, R.M. (2013). *El perdón en la relación de pareja: validación de una escala y su relación con los estilos de apego* (Tesis de Licenciatura). Universidad Nacional Autónoma de México, México.
- Rye, M., Loiacono, D., Folck, C., Olszewski, B., Heim, T. y Madia, B. (2001). Evaluation of the psychometric properties of two forgiveness scales. *Current Psychology, 20*(3), 260–277.
- Sansone, R. A., Keley, A. R. y Forbis, J. S. (2013). The relationship between forgiveness and history of suicide attempt. *Mental Health, Religion and Culture, 16*(1), 31–37.
- Scheinson, M. J. y Casullo, M. M. (2007). Capacidad de perdonar en pacientes en tratamiento psiquiátrico y psicológico ambulatorio. *Psicodebate: Psicología, Cultura y Sociedad, 8*, 129–139.
- Sheldon, P., Gilchrist-Petty, E. y Lessley, J. A. (2014). You did what? The relationship between, forgiveness tendency, communication of forgiveness, and relationship satisfaction in married and dating couples. *Communication Reports, 27*(2), 78–90.
- Stackhouse, M. R. D., Ross, R. J. y Boon, S. D. (2016). The devil in the details: Individual differences in unforgiveness and health correlates. *Personality and Individual Differences, 94*, 337–341.
- Thompson, L. Y., Snyder, C. R., Hoffman, L., Michael, S. T., Rasmussen, H. N., Billings, L. S., et al. (2005). Dispositional forgiveness of self, others, and situations. *Journal of Personality, 73*(2), 313–359.
- Toussaint, L. y Friedman, P. H. (2008). Forgiveness, gratitude, and well-being: the mediating role of affect and beliefs. *Journal of Happiness Studies, 10*(6), 635–654.
- Vargas-Núñez, B.I. y Pozos-Gutiérrez, J. L. (2005). Desarrollo de la escala del perdón. 30.º Congreso Interamericano de Psicología, Buenos Aires, Argentina, 26 al 30 de junio.
- Wade, S. H. (1989). The development of a scale to measure forgiveness. *Dissertation Abstracts International, 50*(11), 5338B.
- Wilkowski, B. M., Robinson, M. D. y Troop-Gordon, W. (2010). How does cognitive control reduce anger and aggression? The role of conflict monitoring and forgiveness processes. *Journal of Personality and Social Psychology, 98*(5), 830–840.
- Worthington, E. (Ed.). (2005). *Handbook of forgiveness*. Nueva York, NY: Brunner-Routledge.
- Worthington, E. (2006). *Forgiveness and reconciliation: Theory and application*. Nueva York: Routledge.
- Worthington, E., Hook, J.N., Utsey, S.O., Williams, J., van Oyen Witvliet, C., Nir, T., et al. (2008). *Decisional and emotional forgiveness: Conceptualization and development of self-report measures*. Manuscrito no publicado. Departamento de Psicología, Universidad de Virginia Commonwealth.
- Worthington, E. y Wade, N. G. (1999). The psychology of unforgiveness and forgiveness and implications for clinical practice. *Journal of Social & Clinical Psychology, 18*(4), 385–418.



Disponible en www.sciencedirect.com

Acta de Investigación Psicológica Psychological Research Records

Acta de Investigación Psicológica 7 (2017) 2585–2592

www.psicologia.unam.mx/acta-de-investigacion-psicologica/



Original

Adaptación y validación de la escala de impacto de fatiga

Adaptation and validation of the fatigue impact scale

Rocío Elizabeth Duarte Ayala*, Ángel Eduardo Velasco Rojano,
Juan José Sánchez Sosa y Lucina Isabel Reyes Lagunes

Facultad de Psicología, División de Investigación y Posgrado, Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México

Recibido el 29 de agosto de 2016; aceptado el 28 de febrero de 2017

Disponible en Internet el 29 de abril de 2017

Resumen

La fatiga es una sensación de cansancio físico con consecuencias adversas en la calidad de vida de las personas, por consiguiente, es importante contar con instrumentos confiables y válidos para medirla. Una de las escalas más utilizadas es la Escala de Impacto de Fatiga, sin embargo, hay versiones con una y tres dimensiones en diversas culturas. Por lo que el propósito de este trabajo fue traducir, adaptar de manera culturalmente relevante y comparar las estructuras de una y tres dimensiones de la Escala de Impacto de Fatiga, para identificar la más adecuada en población general de la Ciudad de México. Se trabajó con tres grupos diferentes de participantes; el primero para la traducción y adaptación conformado por siete jueces expertos en el idioma, el segundo para la validación psicométrica con 205 participantes de población general y, el tercero, para el análisis factorial confirmatorio con 406 habitantes de la Ciudad de México. Se probó la distribución, discriminación, confiabilidad y estructura de la escala, en un análisis exploratorio y confirmatorio, quedando una escala final de 10 reactivos con tres factores: física, mental y psicosocial que explican el 59% de varianza con buen ajuste ($X^2[21.7] = 20,762$, $p = 0.522$; CFI = 1; RMSEA = 0), con una confiabilidad $\alpha = 0.93$. © 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Palabras clave: Fatiga; Medición; Validación psicométrica

Abstract

Fatigue is a sensation of physical weariness with adverse consequences on the quality of life of people, therefore, it is important to have reliable and valid instruments to measure it. One of the most widely used is the Fatigue Impact Scale, however, there are one- and three-dimensional versions in several cultures. Therefore, the aim of this work was to translate, culturally relevant and compare the one and three-dimensional structures of the Fatigue Impact Scale to identify the most appropriate in the general population of Mexico City, with three different groups of participants. The first one for translation and adaptation made up with seven expert judges in the language; the second for psychometric validation with 205 participants from the general population, and the third, for confirmatory factor analysis with 406 inhabitants of Mexico City. The distribution, discrimination, reliability and structure of the scale were tested in an exploratory and confirmatory analysis, with a final scale of 10 items with three factors: physical, mental and

* Autor para correspondencia. Avenida Universidad 3000, Facultad de Psicología, Edificio D, Piso Mezzanine, cubículo 10, Colonia Copilco Universidad, C.P. 04510, Coyoacán, Ciudad de México. Celular: 55 54 31 88 86.

Correo electrónico: drarocioduarte@hotmail.com (R.E. Duarte Ayala).

La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad Nacional Autónoma de México.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.aippr.2017.02.002>

2007-4719/© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

psychosocial explaining the 59% variance with goodness of fit ($X^2[21.7] = 20.762$, $p = 0.522$; CFI = 1; RMSEA = 0), with reliability $\alpha = 0.93$.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Keywords: Fatigue; Assessment; Psychometric Validation

La fatiga es la sensación de cansancio físico y falta de energía, diferente de la debilidad física, que ocurre como consecuencia de la realización de esfuerzos físicos y mentales o de la existencia de alguna enfermedad (Gottschalk et al., 2005; Viner y Christie, 2005). La fatiga puede considerarse como un síntoma o conjunto de síntomas debilitantes e incapacitantes que afectan la calidad de vida, el trabajo y las relaciones sociales y familiares de los que la padecen (Hickman et al., 2004; Kos et al., 2005; Newton et al., 2008).

Puede presentarse relacionada con enfermedades infecciosas, inmunológicas y sistémicas (Meads et al., 2009; McKinley, Ouellette y Winkel, 1995) o de manera independiente en los casos de etiología idiopática. Se estima que la fatiga se presenta en proporciones entre el cuatro y treinta por ciento en la población general (Petrie, Faasse, Crichton y Grey, 2014); sin embargo, no se cuenta con información precisa a este respecto en México; por lo que resulta importante realizar estudios para conocer su prevalencia y sus consecuencias.

Para realizar este tipo de investigación es necesario contar con formas confiables y válidas para evaluar la fatiga, la más común de estas maneras es el uso de escalas de autorreporte (Gottschalk et al., 2005; Kos et al., 2005), pero, se reconoce que su desarrollo es una tarea complicada debido a la amplia variabilidad y subjetividad asociada con las molestias reportadas (Armutlu et al., 2007; Gottschalk et al., 2005; Kos et al., 2005).

Una de las escalas de autorreporte más utilizadas es la Escala de Impacto de Fatiga (FIS) (Fisk et al., 1994), que evalúa la percepción de limitación funcional causada por la fatiga en tres áreas: física, cognoscitiva y psicosocial. La versión original se desarrolló a partir de información obtenida con entrevistas de pacientes con esclerosis múltiple y quedó conformada por 40 reactivos tipo Likert, que se califican de 0 no ha sido un problema hasta 4 ha sido un problema extremo, con una adecuada confiabilidad probada por consistencia interna, tanto global como para cada una de sus subescalas (alpha de Cronbach entre 0.88 y 0.98).

En cuanto a la validez de la escala, los autores presentan evidencia de validez de criterio externo concurrente, con su correlación moderada ($r = 0.53$) con el perfil de

impacto de la enfermedad que se considera un constructo similar.

Se han realizado diversas adaptaciones para la escala, tanto en diferentes lenguajes (Gottschalk et al., 2005; Losonczi et al., 2011; Martínez-Martin et al., 2006), como en distintos contextos de utilización (Schiehser et al., 2013); las cuales han dado como resultado el contar con versiones de la escala con distinto número de reactivos y dimensiones, lo que implica que la definición operacional del constructo cambia ligeramente para cada una de ellas, así como la información que puede interpretarse de sus resultados.

Estas versiones pueden clasificarse en dos grupos, el primero con una estructura multidimensional en tres dimensiones (física, cognoscitiva y psicosocial) y, el segundo, con una estructura unidimensional.

Las versiones con estructura multidimensional permiten evaluar en qué área de la vida de la persona predominan las afecciones de la fatiga: en la dimensión cognoscitiva se encuentran alteraciones en la concentración, memoria y organización del pensamiento; en la dimensión física se encuentran reportes de problemas con los reflejos, la motivación, capacidad de esfuerzo, resistencia y coordinación; la dimensión psicosocial refleja problemas emocionales, sobrecarga de trabajo y habilidades de enfrentamiento disminuidas.

En este grupo se encuentran la versión original con 40 reactivos (Fisk et al., 1994) y la versión modificada de la FIS, formada con 21 de los reactivos de la escala original distribuidos en las mismas dimensiones (Flachenecker et al., 2002); para la que se han hecho distintas adaptaciones de idioma entre las que se encuentran: el alemán (Gottschalk et al., 2005), turco (Armutlu et al., 2007), portugués (Lopes et al., 2014) y español europeo (Benito-León et al., 2007), todas con una adecuada confiabilidad de consistencia interna, tanto para el total de la escala como para sus subescalas (alpha de Cronbach entre 0.80 y 0.98). En cuanto a la validez de esta versión, Mathiowetz (2003) presenta evidencia de validez de criterio externo concurrente, con las subescalas de vitalidad, funcionamiento social y funcionamiento mental ($r = 0.54 - 0.62$) de la Escala de Salud 36 (SF36), que es una medida del funcionamiento

y calidad de vida de las personas relacionada con su salud.

Las versiones con una estructura unidimensional se centran en conocer la gravedad de la fatiga en la vida de la persona en general. En este grupo se encuentran la versión unidimensional de la FIS (Meads et al., 2009), construida a partir de un análisis de Rasch hecho a los reactivos del FIS, cuenta con 22 reactivos, con una adecuada consistencia interna (α de Cronbach = 0.86) y evidencia de validez de criterio externo concurrente al considerar su correlación con el perfil de salud de Nottingham, que también es una medida del funcionamiento y calidad de vida de las personas relacionada con su salud.

Ha sido adaptada a una amplia variedad de idiomas entre los que están francés, alemán, italiano, español europeo y sueco (Doward et al., 2010), en todos los casos se encontró la misma cantidad de reactivos y una alta consistencia interna (α de Cronbach ≥ 0.95).

Dado que ambas estructuras presentan evidencias de confiabilidad y validez, el propósito de este trabajo es traducir, adaptar de manera culturalmente relevante y comparar las estructuras de una y tres dimensiones de la FIS, para identificar la más adecuada en población general de la Ciudad de México.

Método

Para cubrir el propósito del estudio se realizaron tareas en tres fases consecutivas: traducción y adaptación culturalmente relevante, validación psicométrica y comparación de estructuras mediante análisis factorial confirmatorio, las cuales se reportan a continuación.

Participantes

Se trabajó con tres grupos diferentes de participantes, uno para cada fase del estudio.

El primero para la traducción y adaptación culturalmente relevante estuvo conformado por siete jueces, con edades entre los 28 y 60 años de edad, todos psicólogos con experiencia en medición y manejo de idiomas inglés y español.

El segundo para la validación psicométrica, con 205 habitantes de la Ciudad de México seleccionados de forma no probabilística accidental, 109 mujeres (53%) y 96 hombres (47%), entre 16 y 72 años de edad, con una edad media de 35.82 años y una desviación estándar de 13.18 años. Todos los participantes dieron su consentimiento antes de participar. El nivel académico de los participantes es: sin estudios 3 (1.5%), primaria

39 (19%), secundaria 48 (23%), preparatoria 64 (31%), licenciatura 42 (21%) y posgrado 9 (4.5%).

El tercero para el análisis factorial confirmatorio fue con 406 habitantes de la Ciudad de México seleccionados de forma no probabilística accidental, 207 mujeres (51%) y 198 hombres (49%), entre 15 y 85 años de edad, con una edad media de 32.82 años y una desviación estándar de 14.6 años. Todos los participantes dieron su consentimiento antes de participar. El nivel académico de los participantes es: sin estudios 2 (0.5%), primaria 85 (21%), secundaria 187 (46%), preparatoria 81 (20%), licenciatura 45 (11%) y, posgrado 6 (1.5%).

Instrumento

Para la fase de traducción y adaptación culturalmente relevante se usó un formato para jueces que incluía la versión original de la escala en inglés (FIS) (Fisk et al., 1994), una propuesta de traducción al español de México y espacio para propuestas de modificación.

Para la fase de validación psicométrica se usó la versión traducida de la FIS producto de la fase anterior, con 40 reactivos tipo Likert, con cinco opciones de respuesta de 0 no hay problema, hasta 4 problema extremo.

Para la fase de análisis factorial confirmatorio se usó la versión validada en población de la Ciudad de México de la FIS producto de la fase anterior, con 10 reactivos tipo Likert, con cinco opciones de respuesta de 0 no hay problema, hasta 4 problema extremo, organizados en tres dimensiones física, mental y psicosocial con varianza explicada del 59% y con niveles de alfa de Cronbach de 0.81 a 0.97.

Procedimiento

Para la primera fase de traducción y adaptación culturalmente relevante se siguió el procedimiento propuesto por Reyes-Lagunes y García Barragán (2008), se hizo la traducción de la escala al idioma español, posteriormente, se entregó a los jueces junto con la versión original en inglés y se les pidió que evaluaran si era adecuada o que sugirieran cambios, una vez que se tuvo un 80% de acuerdo en la redacción final de cada reactivo, se retradujo al idioma inglés y se evaluó su equivalencia con la original.

Para la fase de validación psicométrica se contactó a los participantes en lugares públicos, como jardines, parques, plazas y mercados, se obtuvo su consentimiento, se les aplicó el instrumento, leyendo cada reactivo y las opciones de respuesta en los casos necesarios y, se les agradeció su participación. Una vez obtenidos los

datos se siguió el proceso de validación psicométrica del instrumento (Reyes-Lagunes y García Barragán, 2008).

Para la fase del análisis factorial confirmatorio, se contactó a los participantes en lugares públicos, como jardines, parques, plazas y mercados, se obtuvo su consentimiento, se les aplicó el instrumento, leyendo cada reactivo y las opciones de respuesta en los casos necesarios y, se les agradeció su participación.

Resultados

Para la fase de validación psicométrica, en el análisis de distribución de frecuencias los 40 reactivos mostraron que todos tuvieron frecuencias en todas sus opciones de respuesta y distribución sesgada. Para analizar el poder discriminativo de los reactivos se hicieron dos procedimientos: la prueba de rangos ordenados de

Tabla 1
Análisis de distribución y discriminación de los reactivos del FIS versión adaptada

Reactivo	Análisis de distribución de los reactivos					Análisis de discriminación			
	Frecuencia en todas sus opciones	Media (\bar{x})	Desviación estándar	Asimetría	Curtosis	Comparación de grupos extremos			Correlación reactivo total (ρ)
					Rangos de Wilcoxon	gl	p		
1	Sí	2.21	1.45	-0.11	-1.34	208	103	<0.001*	0.87*
2	Sí	2.06	1.39	-0.03	-1.19	271.5	103	<0.001*	0.79*
3	Sí	2.10	1.37	-0.07	-1.19	188.5	103	<0.001*	0.75*
4	Sí	2.10	1.29	-0.01	-1.04	593.5	103	<0.001*	0.83*
5	Sí	2.07	1.32	-0.06	-1.12	380	103	<0.001*	0.62*
6	Sí	1.99	1.39	-0.04	-1.27	164	103	<0.001*	0.71*
7	Sí	2.02	1.42	-0.04	-1.28	82	103	<0.001*	0.82*
8	Sí	2.09	1.53	-0.07	-1.48	104.5	103	<0.001*	0.89*
9	Sí	2.11	1.55	-0.07	-1.49	88	103	<0.001*	0.81*
10	Sí	2.22	1.42	-0.17	-1.28	114	103	<0.001*	0.82*
11	Sí	2.06	1.30	-0.13	-1.09	219	103	<0.001*	0.79*
12	Sí	2.23	1.37	-0.21	-1.17	299.5	103	<0.001*	0.77*
13	Sí	2.01	1.34	-0.04	-1.11	288	103	<0.001*	0.73*
14	Sí	1.99	1.40	-0.02	-1.27	72	103	<0.001*	0.71*
15	Sí	1.87	1.37	0.06	-1.20	67	103	<0.001*	0.82*
16	Sí	1.98	1.50	0.04	-1.40	79.5	103	<0.001*	0.84*
17	Sí	1.92	1.41	0.05	-1.24	98.5	103	<0.001*	0.84*
18	Sí	2.06	1.44	-0.06	-1.31	87	103	<0.001*	0.83*
19	Sí	2.05	1.43	-0.04	-1.29	133.5	103	<0.001*	0.87*
20	Sí	2.12	1.41	-0.13	-1.24	81.5	103	<0.001*	0.81*
21	Sí	2.03	1.47	-0.08	-1.36	86.5	103	<0.001*	0.85*
22	Sí	1.93	1.41	0.07	-1.26	302	103	<0.001*	0.85*
23	Sí	2	1.46	-0.04	-1.41	28.5	103	<0.001*	0.73*
24	Sí	2.03	1.50	-0.04	-1.46	82	103	<0.001*	0.86*
25	Sí	2.11	1.48	-0.10	-1.39	21.5	103	<0.001*	0.85*
26	Sí	2.06	1.49	-0.06	-1.43	35.5	103	<0.001*	0.86*
27	Sí	2.01	1.44	0.01	-1.29	62.5	103	<0.001*	0.87*
28	Sí	2.11	1.50	-0.15	-1.41	63.5	103	<0.001*	0.88*
29	Sí	1.97	1.36	0.05	-1.16	201.5	103	<0.001*	0.87*
30	Sí	2.06	1.41	-0.09	-1.28	18	103	<0.001*	0.72*
31	Sí	2	1.46	0.02	-1.39	2	103	<0.001*	0.85*
32	Sí	2.05	1.55	-0.06	-1.50	144	103	<0.001*	0.86*
33	Sí	2.06	1.49	-0.07	-1.40	27.5	103	<0.001*	0.81*
34	Sí	2.09	1.43	-0.13	-1.33	16.5	103	<0.001*	0.87*
35	Sí	2.01	1.37	-0.04	-1.19	31.5	103	<0.001*	0.87*
36	Sí	1.97	1.47	0.02	-1.40	35	103	<0.001*	0.87*
37	Sí	2.04	1.45	-0.08	-1.34	69	103	<0.001*	0.88*
38	Sí	2.10	1.44	-0.11	-1.31	101.5	103	<0.001*	0.84*
39	Sí	2.16	1.49	-0.14	-1.38	41	103	<0.001*	0.83*
40	Sí	2.16	1.47	-0.11	-1.36	49.5	103	<0.001*	0.87*

* $p \leq 0.01$.

Tabla 2
Análisis factorial exploratorio de ejes principales

Reactivo	Factor 1	Factor 2	Factor 3
Los eventos normales del día a día son estresantes para mí (20)	0.55	0.02	0.26
Me siento incapaz de satisfacer las demandas que otros me piden (27)	0.62	0.21	-0.01
Soy menos capaz de proporcionarme apoyo financiero y a mi familia (28)	0.64	0.05	0.12
No puedo apoyar emocionalmente a mi familia como debería (39)	0.83	0.02	-0.05
Me he sentido menos listo (1)	-0.04	0.88	0.01
Se me dificulta prestar atención durante un periodo largo (5)	0.15	0.55	0.02
Siento que no puedo pensar claramente (6)	0.30	0.59	-0.05
Tengo que cuidar el ritmo de mis actividades físicas (13)	0.08	-0.07	0.66
Estoy menos motivado para hacer algo que requiere esfuerzo físico (14)	-0.02	0.17	0.76
Tengo problemas para mantener el esfuerzo físico durante largos períodos (17)	0.42	-0.05	0.45
% de varianza explicada de los factores	0.24	0.21	0.15
Alpha de Cronbach	0.978	0.837	0.817
Media (\bar{x})	2.90	2.89	3
Desviación estándar (DE)	1.17	1.18	1.07
% de varianza explicada		59%	
Alpha de Cronbach total de la escala 11 elementos		0.939	
Media y desviación estándar del total		2.9(1.07)	

Wilcoxon para comparar la distribución entre grupos extremos y el coeficiente de correlación de Spearman entre los reactivos y el total de la escala. Ambos análisis son no paramétricos y se seleccionaron para ser congruente con las distribuciones sesgadas de los reactivos. Se conservaron todos los reactivos ya que discriminaron significativamente y tuvieron correlaciones superiores a 0.30 con el total. No fue necesario recodificar ningún reactivo (tabla 1).

Posteriormente, se hizo un análisis factorial exploratorio de ejes principales con rotación oblicua, se eligió este método de extracción debido a que no se basa en el supuesto de normalidad y, el tipo de rotación debido a las correlaciones de medias a altas entre algunos reactivos ($0.70 > \rho < 0.80$) y las altas correlaciones entre algunos reactivos con el total de la escala ($\rho < 0.80$), lo que lleva a suponer que los factores estén correlacionados entre sí (Fabrigar, MacCallum, Wegener y Strahan, 1999). Se eliminaron los reactivos que no tuvieran cargas factoriales mayores a 0.40 que es lo recomendado para que la escala sea estable en al menos uno de los factores (Nunnally y Bernstein, 1994) y, los que tuvieron cargas mayores a 0.40 en más de uno de ellos se eliminaron, con lo que se llegó a una estructura conformada por 10 reactivos organizados en tres factores: factor 1 (fatiga psicosocial) de $\alpha = 0.978$, factor 2 (fatiga mental) de $\alpha = 0.837$ y factor 3 (fatiga física) de $\alpha = 0.817$; con varianza explicada del 59%.

Se evaluó que la matriz de correlaciones de la que parte el análisis fuera correcta mediante la medida de adecuación muestral Kaiser, Meyer y Olkin de

Tabla 3
Relación entre factores (producto-momento de Pearson)

Factores	Fatiga psicosocial	Fatiga mental	Fatiga física
Fatiga psicosocial	1		
Fatiga mental	0.68*	1	
Fatiga física	0.59*	0.49*	1

* la correlación es significativa al nivel 0,01 (bilateral).

0.939 y prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 1870.01$, $p < 0.001$) y se concluyó que es adecuada.

La consistencia interna de los 11 reactivos finales se calculó con el coeficiente alpha de Cronbach y se obtuvo un valor $\alpha = 0.939$, el cual es adecuado. Los resultados del análisis se presentan a continuación en la tabla 2.

Los tres factores se encuentran correlacionados entre sí de manera significativa media lo que se presenta en la tabla 3.

Posteriormente, se hizo un análisis factorial confirmatorio de máxima verosimilitud robusta, método seleccionado por la falta de normalidad en los datos (Schmitt, 2011), probando tres dimensiones con 10 reactivos y una dimensión con 10 reactivos. Para evaluar el ajuste del modelo se utilizaron los siguientes índices de bondad de ajuste: chi cuadrado normada, dividida por los grados de libertad (debería ser menor a 3.00 con una probabilidad no significativa; entre menor cociente mejor ajuste); índice de ajuste comparativo de Bentler CFI (para que exista un buen ajuste, los valores de CFI deben ser ≥ 0.95); raíz cuadrada media del error

Tabla 4
Índices de ajuste para los modelos contrastados

Modelo	χ^2	gl	χ^2 normada	p	CFI	RMSEA	CI90LOW	CI90HI	PCLOSE	SRMR
Modelo 3 dimensiones	20.762	21.7	0.953	0.522	1	0	0	0.031	1	0.029
Modelo 1 dimensión	82.428	22.5	3.649	0	0.739	0.081	0.068	0.094	<0.001	0.052

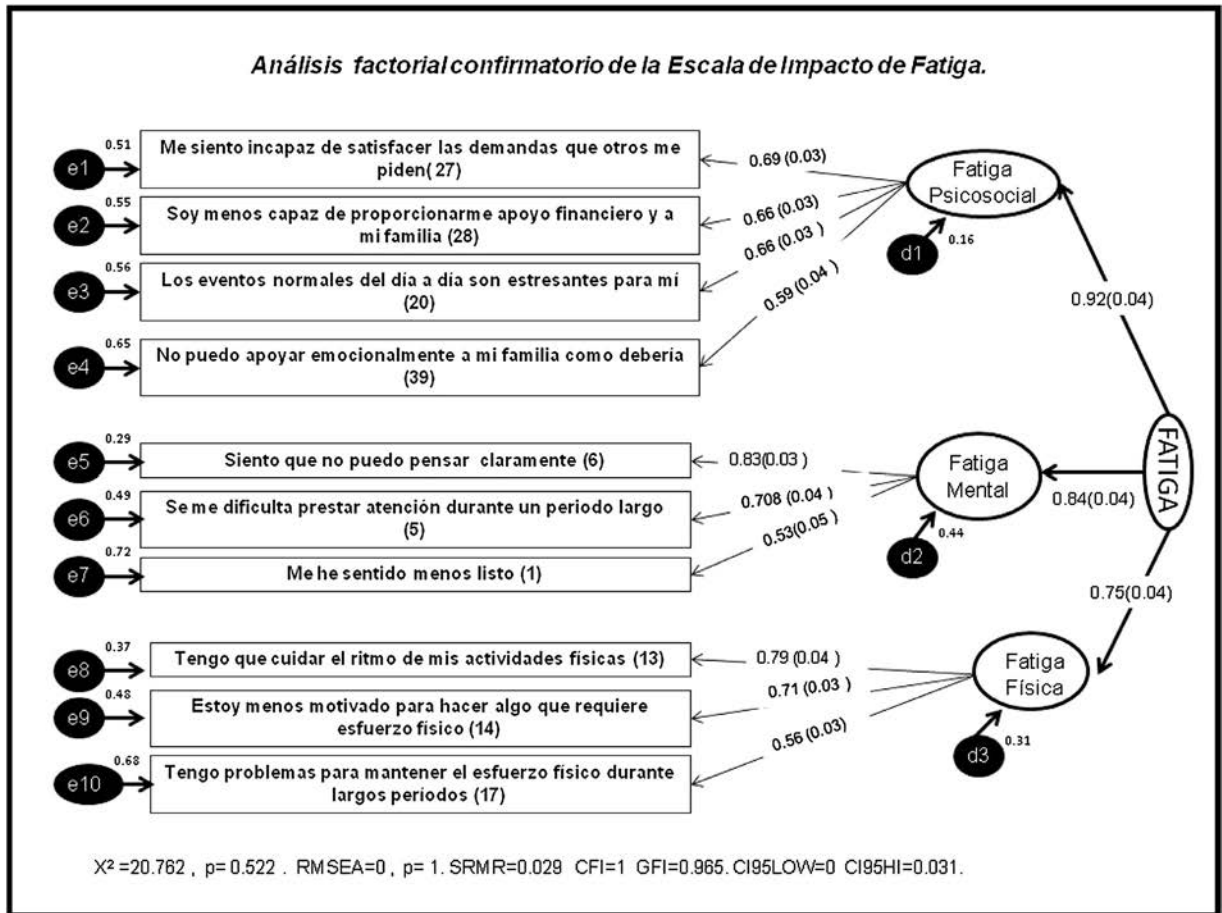


Figura 1. Análisis factorial confirmatorio de la Escala de Impacto de Fatiga.

de aproximación RMSEA y SRMR (los valores de RMSEA y SRMR deben ser ≤ 0.08 , para indicar un buen ajuste).

La identificación del modelo se hizo fijando la varianza de los factores a 1, la estimación se hizo en el software r con el paquete Latent Variable Analysis (LAVAAN) (Rossee, 2012), donde se contrastaron. Los índices de ajuste para los dos modelos se presentan a continuación en la tabla 4.

Al ser el modelo con tres dimensiones el que tiene los mejores índices se considera la mejor versión de la escala y sus resultados se presentan a continuación en la figura 1.

Discusión

El objetivo del presente trabajo fue adaptar y validar la FIS de manera culturalmente relevante para población de la Ciudad de México.

Para ello se buscó tener una traducción adecuada al lenguaje de la población de los habitantes de la Ciudad de México, sin sacrificar la evaluación de los constructos que la escala original propone. La versión final cuenta con 10 reactivos, una confiabilidad de $\alpha=0.93$ y todos los factores se encuentran relacionados significativamente. Lo que muestra que se trata de la medición de un mismo constructo.

Mediante la validación psicométrica, a través del análisis factorial exploratorio de ejes principales, se encontró que la estructura que emerge libremente de la población tiene tres dimensiones que coinciden con las de la estructura original (Fisk et al., 1994), las dimensiones tienen adecuada consistencia interna con alpha de Cronbach entre 0.80 y 0.88.

El factor psicosocial es el que explica más varianza, lo cual es congruente con la cultura sociocéntrica que hay en México; además los reactivos que conforman este factor, hacen referencia a las preocupaciones por no poder apoyar a la familia, que es un elemento central en esta cultura (Díaz-Guerrero, 2003).

De manera congruente con esta información se encontró que los reactivos que hablan de disminución de la capacidad de trabajo son eliminados, lo que puede deberse a que, en México, el trabajo se ve como algo positivo al ser un deber que permite contribuir con la resolución de necesidades de la familia y los amigos (Díaz-Guerrero, 2003).

Posteriormente, el análisis factorial confirmatorio muestra que, la estructura con tres dimensiones tiene un mejor ajuste con los datos que la de una sola dimensión. Lo que implica que la escala permite evaluar fatiga psicosocial que consiste en la disminución de la capacidad y habilidad de relacionarse con otras personas. Fatiga mental que indica la disminución en la ejecución y fatiga física que consiste en la disminución de la capacidad física del individuo después de haber realizado un trabajo durante un tiempo determinado.

Las dimensiones del instrumento constituyen una ventaja, puesto que permiten identificar las diferentes áreas de la vida de las personas que se encuentran afectadas por la fatiga, lo que puede sugerir distintas medidas y tratamientos diferenciales para cada una de ellas. En particular, en los contextos laborales, puede ser una ayuda para identificar y dar tratamiento oportuno a los empleados antes de que desarrollen agotamiento, que es la primera fase del síndrome de desgaste ocupacional (Uribe, 2007).

La extensión de la escala la convierte en una versión corta que incluye solo a los reactivos con las mejores propiedades psicométricas para la población meta, el haber obtenido una versión corta es una ventaja ya que es más práctica para aplicar a personas con fatiga o con una comorbilidad asociada, ya que al paciente se le dificultaría contestar un instrumento largo, ya que, como señalan Viner y Christie (2005), es común que la fatiga se presente en conjunto con otras enfermedades.

Es importante destacar que en el presente trabajo se obtuvo una nueva versión de la FIS, por lo que los resultados obtenidos en ella no son comparables con

los resultados obtenidos de otras versiones de la misma escala, ya que al cambiar el número de reactivos, la definición del constructo cambia y se basa en los resultados obtenidos por población adulta general de la Ciudad de México, también se recomienda realizar estudios que aporten otras evidencias de validez para la escala, como aquellos realizados con algún criterio externo.

Conclusión

Los resultados encontrados muestran que la FIS tiene propiedades psicométricas que la hacen una medida confiable y válida para el propósito de evaluar fatiga en población de adultos mexicanos y puede ser usada en investigaciones o evaluación en contextos laborales o para el cuidado de la salud.

Financiación

Ninguna.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Referencias

- Armutlu, K., Keser, I., Korkmaz, N., Akbiyik, D. I., Sümbüloğlu, V., Güney, Z., et al. (2007). Psychometric study of Turkish version of Fatigue Impact Scale in multiple sclerosis patients. *Journal of Neurological Science.*, 15(255), 64–68.
- Benito-León, J., Martínez-Martín, P., Frades, B., Martínez-Ginés, M. L., de Andrés, C., Meca-Lallana, J. E., et al. (2007). Impact of fatigue in multiple sclerosis: the Fatigue Impact Scale for Daily Use (D-FIS). *Multiple Sclerosis.*, 13(5), 645–651.
- Díaz-Guerrero, R. (2003). *Psicología del mexicano (6.ª reimp.)*. México: Trillas.
- Doward, L. C., Meads, D. M., Fisk, J., Twiss, J., Hagell, P., Oprandi, N. C., et al. (2010). International development of the Unidimensional Fatigue Impact Scale (U-FIS). *Value in Health.*, 13(4), 463–468. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1524-4733.2010.00706>
- Fabrigar, L. R., MacCallum, R. C., Wegener, D. T. y Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods.*, 4(3), 272–299.
- Fisk, J. D., Ritvo, P. G., Ross, L., Haase, D. A., Marrie, T. J. y Schleich, W. F. (1994). Measuring the functional impact of fatigue: initial validation of the fatigue impact scale. *Clinical Infectious Diseases? An Official Publication of the Infectious Diseases Society of America*, 18(1), S79–S83.
- Flachenecker, P., Kümpfel, T., Kallmann, B., Gottschalk, M., Grauer, O., Rieckmann, P., et al. (2002). Fatigue in multiple sclerosis: a comparison of different rating scales and correlation to clinical parameters. *Multiple Sclerosis.*, 8(6), 523–526.
- Gottschalk, M., Kümpfel, T., Flachenecker, P., Uhr, M., Trenkwalder, C., Holsboer, F., et al. (2005). Fatigue and regulation of the

- hypothalamo-pituitary-adrenal axis in multiple sclerosis. *Archives of Neurology*, 62(2), 277–280.
- Hickman, S. J., Toosy, A. T., Jones, S. T., Altmann, D. R., Miszkiel, K. A., MacManus, D. G., et al. (2004). A serial MRI study following optic nerve mean area in acute optic neuritis. *Brain*, 127, 2498–2505. <http://dx.doi.org/10.1093/brain/awh284>
- Kos, D., Kerckhofs, E., Carrea, I., Verza, R., Ramos, M. y Jansa, J. (2005). Evaluation of the Modified Fatigue Impact Scale in four different European countries. *Multiple Sclerosis*, 11(1), 76–80.
- Lopes, J., Lopes, E., Kallaur, A. P., Rangel, S., Vissoci, E. M. y Kaimen-Maciel, D. R. (2014). Assessment of fatigue in multiple sclerosis: methodological quality of adapted original versions available in Brazil of self-report instruments. *Fisioterapia e Pesquisa*, 21(4), 392–397.
- Losoncz, E., Bencsik, K., Rajda, C., Lencsés, G., Török, M. y Vécsei, L. (2011). Validation of the Fatigue Impact Scale in Hungarian patients with multiple sclerosis. *Quality of Life Research*, 20(2), 301–306. <http://dx.doi.org/10.1007/s11136-010-9704-7>
- Martínez-Martin, P., Catalan, M. J., Benito-Leon, J., Moreno, A. O., Zamarbide, I., Cubo, E., et al. (2006). Impact of fatigue in Parkinson's disease: the Fatigue Impact Scale for Daily Use (D-FIS). *Quality of Life Research*, 15(4), 597–606.
- Mathiowetz, V. (2003). Test–retest reliability and convergent validity of the Fatigue Impact Scale for persons with multiple sclerosis. *The American journal of occupational therapy*, 57(4), 389–395.
- McKinley, P. S., Ouellette, S. C. y Winkel, G. H. (1995). The contributions of disease activity, sleep patterns, and depression to fatigue in systemic lupus erythematosus. A proposed model. *Arthritis Rheumatology*, 38(6), 826–834.
- Meads, D. M., Doward, L. C., McKenna, S. P., Fisk, J., Twiss, J. y Eckert, B. (2009). The development and validation of the Unidimensional Fatigue Impact Scale (U-FIS). *Multiple Sclerosis*, 15(10), 1228–1238. <http://dx.doi.org/10.1177/1352458509106714>
- Newton, J. L., Jones, D. E., Henderson, E., Kane, L., Wilton, K., Burt, A. D., et al. (2008). Fatigue in non-alcoholic fatty liver disease (NAFLD) is significant and associates with inactivity and excessive daytime sleepiness but not with liver disease severity or insulin resistance. *GUT*, 57(6), 807–813. <http://dx.doi.org/10.1136/gut.2007.139303>
- Nunnally, J. C. y Bernstein, I. H. (1994). *Teoría psicométrica*. McGraw-Hill: New York.
- Petrie, K. J., Faasse, K., Crichton, F. y Grey, A. (2014). How common are symptoms? Evidence from a New Zealand national telephone survey. *British Medical Journal*, 4(6), e005374. <http://dx.doi.org/10.1136/bmjopen-2014-005374>
- Reyes-Lagunes, L. I. y García Barragán, L. F. (2008). Procedimiento de validación psicométrica culturalmente relevante: un ejemplo. En S. Rivera-Aragón, R. Díaz-Loving, R. Sánchez-Aragón, y I. Reyes-Lagunes (Eds.), *La Psicología Social en México. Vol. XII*. (pp. 625–636). México: Asociación Mexicana de Psicología Social.
- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36.
- Schiehser, D. M., Ayers, C. R., Liu, L., Lessig, S., Song, D. S. y Filoteo, J. V. (2013). Validation of the Modified Fatigue Impact Scale in Parkinson's disease. *Parkinsonism Related Disorders*, 19(3), 335–338. <http://dx.doi.org/10.1016/j.parkreldis.2012.11.013>
- Schmitt, T. A. (2011). Current methodological considerations in exploratory and confirmatory factor analysis. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 304–321.
- Uribe, J. F. (2007). Estudio confirmatorio de la Escala Mexicana de Desgaste Ocupacional (EMEDO): un instrumento de burnout para mexicanos. *Revista Interamericana de Psicología Ocupacional*, 26(1), 7–21.
- Viner, R. y Christie, D. (2005). Fatigue and somatic symptoms. *British Medical Journal (Clinical Research Ed.)*, 330(7498), 1012–1015.



Disponible en www.sciencedirect.com

Acta de Investigación Psicológica Psychological Research Records

Acta de Investigación Psicológica 7 (2017) 2593–2605

www.psicologia.unam.mx/acta-de-investigacion-psicologica/



Original

Violencia de pareja a través de medios electrónicos en adolescentes mexicanos

Violence in teenage mexican couples through electronic/social media

Claudia Iveth Jaen-Cortés^{a,*}, Sofía Rivera-Aragón^a, Lucy María Reidl-Martínez^a
y Mirna García-Méndez^b

^a Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México

^b Facultad de Estudios Superiores Zaragoza, Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México

Recibido el 15 de noviembre de 2016; aceptado el 19 de enero de 2017

Disponible en Internet el 29 de abril de 2017

Resumen

El propósito de este estudio instrumental fue obtener las propiedades psicométricas de la Escala de Violencia de Pareja que se expresa a través de Medios Electrónicos (EVIME) en adolescentes mexicanos. Colaboraron 878 participantes, hombres y mujeres con edades de entre 12 y 19 años ($M = 16.58$; $DE = 1.36$ años). Dicha escala está compuesta por 32 reactivos agrupados en 5 factores y con formato de respuesta tipo Likert de 4 opciones. Se obtuvo la validez de constructo mediante análisis factorial de componentes principales con rotación ortogonal (varimax) que explican el 57.7% de la varianza (prueba KMO = 0.93, $p = 0.00$). La consistencia interna total tiene un valor alfa de Cronbach $\alpha = 0.94$. Las prevalencias de violencia en una muestra probabilística de 1,278 adolescentes para cada una de las dimensiones son: control, monitoreo intrusivo y vigilancia cibernética = 44.3%; agresión verbal = 15.5%; agresión sexual = 11.9%; coerción sexual = 7.7% y humillación = 6.1%. La violencia de pareja que se manifiesta a través de medios electrónicos es un problema social y de salud pública emergente que posee cualidades específicas debido a la naturaleza de las herramientas tecnológicas que utilizan los adolescentes para interactuar con la pareja romántica.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Palabras clave: Tecnologías de la información y la comunicación; Pubertad; Relaciones románticas; Medicación; Agresión

Abstract

The aim of this study was to get the psychometric characteristics for the Social/Electronic Media Violence in Couples Scale (EVIME for its initials in Spanish) in Mexican teenagers. There were 878 participants, men and women with ages ranging between 12 and 19 years old ($M = 16.58$; $SD = 1.36$). This scale is composed by 32 items grouped into 5 factors with 4 Likert-type answer options. The construct validity was obtained through a factorial analysis of principal components with an orthogonal rotation (varimax) which account for the 57.7% of the variance (KMO test = .93, $P = .00$). The total internal consistency has a Cronbach's alpha of $\alpha = .94$.

* Autor para correspondencia. Avenida Universidad 3004, Colonia Copilco-Universidad. C.P. 04510, Ciudad de México, México.

Correo electrónico: claudiajaen@comunidad.unam.mx (C.I. Jaen-Cortés).

La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad Nacional Autónoma de México.

Violence prevalence in a probabilistic simple of 1,278 teenagers for each dimension are: control, intrusive monitoring and cybernetic vigilance = 44.3%; verbal aggression = 15.5%; sexual aggression = 11.9%; sexual coercion = 7.7% and humiliation = 6.1%. Violence in couples through social/electronic media is a social and public health growing problem with specific characteristics due to all the variety of technological tools teenagers use to interact with their couple.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Keywords: Information and communications technology; Puberty; Romantic relationships; Measurement; Aggression

Introducción

En el mundo, se ha proliferado el uso de tecnologías de la información como vías de comunicación e interacción. En la actualidad, las personas establecen redes sociales, mantienen vínculos interpersonales y desarrollan distintas dinámicas de socialización a través de los medios electrónicos como el Internet (Watts, 2007).

Encuestas mexicanas refieren que más de la mitad de los usuarios tienen acceso a Internet, computadoras personales y teléfonos celulares. Los internautas permanecen en comunicación en línea por varias horas al día. Las principales actividades que realizan son: acceder a redes sociales, enviar y recibir correos electrónicos, mensajes instantáneos y videollamadas, así como buscar información. Del total de usuarios, una cuarta parte son adolescentes. (Asociación Mexicana de Internet, 2015, 2016; Instituto Nacional de Estadística, 2015).

En el caso de los adolescentes, se ha documentado que emplean dispositivos electrónicos para interactuar y comunicarse con la pareja a través de las redes sociales y mensajería instantánea (Lenhart, 2015; George y Odgers, 2015; Subrahmanyam y Greenfield, 2008), por lo que son populares las prácticas como *postear*, *bloguear*, *chatear* o *mensajear*, que en conjunto tienen efectos positivos y negativos en las relaciones románticas (Pereira, Spitzberg y Matos, 2016).

Entre los efectos positivos de la comunicación electrónica se favorecen la socialización, la cohesión, la autodivulgación, el compromiso, entre otros procesos de interacción, debido a que los adolescentes conversan y comparten intereses a través de redes sociales y mensajes instantáneos (Shapiro y Margolin, 2014). Los efectos negativos ocasionan riesgos emergentes (reales y percibidos), tal es el caso de la violencia de pareja (Pujazon-Zazik y Park, 2010) que comprende actos de abuso y maltrato que ocurren a través de distintas herramientas de interacción cibernética en las relaciones románticas adolescentes.

Estudios recientes señalan prevalencias de violencia de pareja que se ejerce en medios electrónicos que oscilan entre el 14 y el 87% (Bennet, Guran, Ramos y Margolin, 2011; Borrajo, Gámez-Guadix y Calvete, 2015a; Korchmaros, Ybarra, Langhinrichsen-Rohling, Boyd y Lenhart, 2013; Sánchez, Muñoz-Fernández y Ortega-Ruiz, 2015; Picard, 2007; Wolford-Clevenger et al., 2016; Zweig, Dank, Lachman y Yahner, 2013). Un estudio transcultural reportó prevalencias de entre el 68 y el 92% en adolescentes españoles y mexicanos en las dimensiones celos, control e intrusión (Sánchez, Muñoz-Fernández, Lucio y Ortega-Ruiz, 2017). Lucio-López y Prieto-Quezada (2014) analizaron la proporción de adolescentes que son ejecutores de abuso en línea en las relaciones de pareja. Lo anterior señala la necesidad de realizar estudios que profundicen sobre este fenómeno en México, ya que el estado del conocimiento en este campo aún es escaso.

La investigación existente refiere que, a través de la comunicación electrónica, se establecen nuevas dinámicas de interacción en la relación de pareja que ocasionan que la violencia de pareja se exacerbe, independientemente del sexo de las personas o del tipo de relación que se tenga (Borrajo, Gámez-Guadix y Calvete, 2015b). El abuso a través de medios electrónicos afecta el bienestar y la salud mental, ya que se asocia con baja autoestima, depresión, síntomas psicossomáticos, alteraciones del sueño, abuso de sustancias, desajuste psicossocial, malestar emocional, conductas sexuales de riesgo, enojo, hostilidad, bajo rendimiento académico, acoso entre pares (Baker, 2016; Einarsdóttir, 2015; George y Odgers, 2015; Kaukinen, 2014; Zweig, Lachman, Yahner y Dank, 2014).

Esta modalidad emergente de violencia de pareja se ejerce de manera pública o privada a través de espacios virtuales; comprende acciones de abuso, control, monitoreo intrusivo y vigilancia, manifestaciones de celos, trasgresión a la privacidad, distribución de material digital privado sin el consentimiento, perpetración de

agresiones verbales (por ejemplo, el envío de mensajes, o proliferación de rumores que sean insultantes, dañinos, ofensivos, degradantes, humillantes o amenazantes para la pareja), exclusión social de grupos virtuales, distanciamiento y acoso sexual (Bennet et al., 2011; Borrajo et al., 2015b; Draucker y Martsolf, 2010; Martínez-Pecino y Durán, 2016; Picard, 2007; Zweig et al., 2013).

Existen otras conductas, como la revisión de correos electrónicos o mensajes de texto, la solicitud del uso del GPS o localizador geográfico para conocer el paradero de la pareja, el uso de espías cibernéticos, la petición de contraseñas de las cuentas de redes sociales o correos electrónicos, la solicitud de prácticas sexuales no deseadas, así como la publicación o distribución de fotografías en las que la pareja aparece desnuda o semidesnuda sin el consentimiento (Burke, Wallen, Vail-Smith y Knox, 2011; Dick et al., 2014).

Otros autores (e.g., Hinduja y Patchin, 2011) indican que la violencia a través de medios comprende acciones como la destrucción del teléfono celular o la computadora de la pareja, la prohibición de comunicación a través de redes sociales con los amigos, bloqueo de redes sociales e, incluso, se utiliza la información en línea para extorsionar a la pareja.

El abuso cibernético hacia la pareja se traslapa con la violencia psicológica, verbal y la coerción sexual (Dick et al., 2014; Korchmaros et al., 2013; Temple et al., 2016). Sin embargo, posee características distintas debido a la naturaleza de las herramientas tecnológicas, como la permanencia y facilidad en el acceso, conectividad y visibilidad de la información en los espacios cibernéticos, la distancia geográfica, así como a la cantidad de audiencia con quien se tiene comunicación en línea dado que el material digital se puede capturar, guardar, duplicar, compartir y recircular sin la presencia física de las personas receptoras (Alvarez, 2012; Fox, Osborn y Warber, 2014; Zweig et al., 2014). La revisión anterior indica que la violencia de pareja que se manifiesta a través de medios electrónicos es un problema social y de salud pública emergente que posee cualidades específicas debido a la naturaleza de las herramientas tecnológicas que utilizan los adolescentes con la intención de ocasionar daño a la persona con quien se mantiene una relación romántica.

Los pocos estudios existentes sobre el tema señalan un rango amplio de prevalencias de violencia de pareja reportadas (tanto de receptores como de ejecutores) que pueden atribuirse, por un lado, a la ausencia de una definición uniforme y multidimensional del constructo de interés, así como al limitado desarrollo de mediciones robustas, válidas y confiables (ver tabla 1), y que se han realizado principalmente en adultos jóvenes y con

muestras europeas y anglosajonas, siendo pocos los estudios que estudian este problema social en adolescentes, por lo que los propósitos de este estudio son los siguientes: (a) someter a prueba la estructura factorial de un modelo de medida estandarizado (Furr y Bacharach, 2008) de violencia de pareja que se expresa a través de medios electrónicos en una muestra de adolescentes mexicanos; (b) indagar la consistencia interna, a través del coeficiente alfa de Cronbach (Nunnally, 2013), y (c) obtener las prevalencias de este tipo de violencia en hombres y mujeres, debido a la ausencia de estudios en muestras representativas.

Método

Participantes

Para obtener las propiedades psicométricas del instrumento colaboraron 878 adolescentes, hombres (53%) y mujeres (47%) con antecedente de pareja. El rango de edades fue de entre 12 y 19 años ($M = 16.58$; $DE = 1.36$ años); el 64% pertenecían a instituciones educativas públicas de educación básica y educación media superior. El tiempo de permanencia en la relación romántica fue de uno a 90 meses ($M = 9.2$; $DE = 4.3$).

Instrumentos

Se redactaron inicialmente 48 reactivos a partir de la revisión de la literatura científica, así como de indicadores como conceptos, factores y propiedades psicométricas de múltiples instrumentos reportados (ver tabla 1) y de los resultados obtenidos a través de una técnica exploratoria (cuestionario abierto). Las características de la escala son las siguientes:

Escala de Violencia de Pareja que se expresa a través de Medios Electrónicos (EVIME). Se diseñó un instrumento de autoinforme compuesto por 32 reactivos con 5 dimensiones: (a) control, monitoreo intrusivo y vigilancia cibernética; (b) agresión verbal; (c) agresión sexual; (d) coerción sexual y (e) humillación. El formato de respuesta es tipo Likert de 4 opciones (1 = nunca, 2 = algunas veces, 3 = frecuentemente y 4 = siempre).

Procedimiento

Para el desarrollo del instrumento, se realizaron los siguientes pasos: (a) Búsqueda de literatura científica. (b) Aplicación de un cuestionario con preguntas abiertas para conocer la forma en que los adolescentes utilizan los medios electrónicos para comunicarse y relacionarse con la pareja romántica. (c) Elaboración de reactivos

Tabla 1
Instrumentos que miden violencia de pareja a través de medios electrónicos

Autor (es) y año	Instrumento	Muestra	País	Dimensiones y propiedades psicométricas
Bennet, Guran, Ramos y Margolin (2011)	<i>Electronic Victimization and Anticipated Distress</i>	Adultos jóvenes	Estados Unidos de América	Coefficientes de confiabilidad 1. Hostilidad $\alpha = 0.74$ 2. Intrusión $\alpha = 0.73$ 3. Humillación $\alpha = 0.74$ 4. Exclusión $\alpha = 0.77$
Borrajo, Gámez-Guadix, Pereda y Calvete (2015)	<i>Cyber Dating Abuse Questionnaire</i>	Adultos jóvenes	España	Varianza explicada Perpetración = 25.6% Victimización = 15.4% Coefficientes de confiabilidad Perpetración Agresión directa $\alpha = 0.73$ Monitoreo y control $\alpha = 0.81$ Victimización Agresión directa $\alpha = 0.84$ Monitoreo y control $\alpha = 0.87$
Burke, Wallen, Vail-Smith y Knox (2011)	<i>Controlling Partners Inventory</i>	Adultos jóvenes	Estados Unidos de América	Varianza total explicada: 58.3% Coeficiente de confiabilidad total: $\alpha = 0.90$ 1. Control a través de fotografías, cámara, GPS y SpyWare 2. Comunicación excesiva 3. Amenazas 4. Conductas de chequeo No se mencionan
Picard (2007)	<i>Tech Abuse in Teen Relationships</i>	Adolescentes	Estados Unidos de América	No se mencionan
Sánchez, Muñoz-Fernández y Ortega-Ruiz (2015)	<i>Cyberdating Q_A</i>	Adolescentes	España	1. Control en línea $\alpha = 0.85$ 2. Celos en línea $\alpha = 0.79$ 3. Conducta intrusiva en línea $\alpha = 0.84$
Wolford-Clevenger et al. (2016)	<i>Cyber Abuse Questionnaire</i>	Adultos jóvenes	Estados Unidos de América	Coeficiente de confiabilidad total $\alpha = 0.72$
Zweig, Dank, Lachman y Yahner (2013)	<i>Cyber Dating Abuse Victimization</i>	Adolescentes	Estados Unidos de América	Coeficiente de confiabilidad total $\alpha = 0.907$ Abuso sexual cibernético $\alpha = 0.81$ Abuso cibernético (No sexual) $\alpha = 0.89$

y revisión del instrumento por expertos. (d) Aplicación de la prueba piloto en una muestra de 20 adolescentes (10 hombres y 10 mujeres) para identificar errores de redacción y dificultades para la comprensión de los reactivos. (e) Obtención de las propiedades psicométricas con el procedimiento propuesto por Reyes y García (2008).

Los instrumentos se aplicaron por personal previamente capacitado en espacios públicos, así como en escuelas de educación media superior y superior. Se solicitó el asentimiento informado de los adolescentes

que colaboraron en el estudio y se recolectó el consentimiento informado de los padres de los participantes menores de edad. La participación fue voluntaria y anónima y el manejo de la información fue confidencial.

Resultados

Estudio descriptivo

Se aplicó un cuestionario con 3 preguntas abiertas para conocer la manera en que los adolescentes se

comunican, interactúan y se relacionan con la pareja romántica a través de los medios electrónicos en una muestra de 106 adolescentes con edades de entre 12 y 18 años, de los que el 53.7% eran mujeres y el 48% correspondían a estudiantes de educación media superior. Se realizó un análisis de contenido a través del programa ATLAS-ti¹ versión 7. El material se codificó y clasificó en categorías a priori definidas con base en la literatura científica sobre las situaciones de violencia de pareja que se experimenta a través de medios electrónicos. También se generaron categorías emergentes o en vivo para sistematizar la información, buscar patrones, similitudes y diferencias. Con este análisis, la revisión de la literatura científica y los instrumentos ya existentes que se presentan en la *tabla 1* se redactaron 48 reactivos sobre el constructo de interés.

Revisión del instrumento por expertos

Se envió una invitación por escrito a 10 expertos en el tema de violencia de pareja, se les informó sobre la finalidad de la investigación y las instrucciones para evaluar cada reactivo con base en la definición del constructo con 4 niveles de valoración: 1) no cumple el criterio; 2) bajo nivel; 3) moderado nivel, y 4) alto nivel. Las evaluaciones de los expertos que aceptaron participar se recabaron mediante un cuestionario diseñado por [Escobar-Pérez y Cuervo-Martínez \(2008\)](#) que permite obtener un porcentaje para cada reactivo en cada categoría a partir del total de las valoraciones de los jueces; el porcentaje mínimo considerado para que un reactivo sea aceptable es del 80%, donde el 100% equivale a 16 puntos (alto nivel en las 4 categorías). En el presente estudio, los 48 reactivos fueron aceptables.

Análisis factorial exploratorio

Para cada reactivo: (a) se analizó el sesgo en la distribución de respuestas y se tomó como criterio de descarte un sesgo cuyo valor absoluto fuera menor de 0.5; (b) se usó una prueba *t* de Student para comprobar la capacidad de discriminación de los reactivos entre grupos extremos, y (c) se examinó la contribución de cada reactivo a la consistencia interna. Posteriormente, se aplicó un análisis factorial de componentes principales con rotación ortogonal (varimax) para obtener la validez de constructo. Los 48 reactivos tuvieron un sesgo mayor de 0.5; todos discriminaron adecuadamente entre grupos extremos y

contribuyeron al alfa de Cronbach de la escala global (ver *tabla 2*).

En la *tabla 3* se muestra la estructura factorial de la escala, misma que quedó conformada por 32 reactivos, distribuidos en 5 factores que explican el 57.7% de la varianza total (se eligieron solo aquellos reactivos que presentaron un peso factorial mayor o igual a 0.50). Se determinó la factibilidad por medio de la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), que arrojó un valor de 0.936 con un nivel de significación de $p=0.00$. El factor control, monitoreo intrusivo y vigilancia cibernética quedó compuesto por 10 reactivos (reactivos 28, 40, 30, 48, 26, 33, 35, 29, 42, 10), el factor agresión verbal por 11 reactivos (reactivos 23, 17, 27, 8, 43, 39, 12, 13, 47, 14, 11), el factor agresión sexual por 5 reactivos (reactivos 2, 4, 3, 38, 5), el factor coerción sexual por 3 reactivos (reactivos 36, 25, 37) y humillación por 3 reactivos (reactivos 44, 45, 46).

Confiabilidad

El coeficiente de consistencia interna alfa de Cronbach global fue de $\alpha=0.94$. El factor control, monitoreo intrusivo y vigilancia cibernética tiene un $\alpha=0.92$; el factor agresión verbal, $\alpha=0.93$; el factor agresión sexual, $\alpha=0.86$; el factor coerción sexual, $\alpha=0.82$, y el factor humillación, $\alpha=0.78$ (ver *tabla 3*). Asimismo, se muestran correlaciones positivas (moderadas y altas) y significativas entre las 5 dimensiones de la escala; dicho análisis se efectuó a través del coeficiente de correlación producto-momento de Pearson (ver *tabla 4*).

Frecuencia en el uso de medios electrónicos y prevalencia de violencia de pareja

Para obtener la prevalencia de violencia de pareja a través de medios electrónicos, se utilizó una muestra probabilística de 1,278 adolescentes, hombres y mujeres con antecedente de pareja con una duración mínima de un mes en la relación romántica. El rango de edades fue de 12 a 19 años ($M=16.55$; $DE=1.26$), de los que el 55% eran mujeres y el resto, hombres. El 58% tenían estudios de educación media superior y el 42% de educación básica, nivel de secundaria.

Respecto al uso de medios electrónicos, hombres y mujeres los utilizan muchas veces al día, incluso para comunicarse con la pareja. Las tecnologías que utilizan con mayor frecuencia son las redes sociales, las aplicaciones con teléfono celular, los mensajes de texto, las llamadas telefónicas y el correo electrónico. Las prevalencias de violencia de pareja que se expresan a través de medios electrónicos en hombres y mujeres

¹ Derechos reservados. *The Berlin-based ATLAS.ti Scientific Software Development GmbH*.

Tabla 2
Estadísticos descriptivos de la escala

Reactivo	Media	DE	Sesgo	<i>t</i> de Student para grupos extremos	<i>p</i>	Correlación reactivo total	Alfa de Cronbach si se elimina el reactivo
1. Me amenaza si no le mando una foto por correo electrónico donde aparezco desnuda (o) o con alguna pose sexy	1.06	0.390	6.36	-5.23	0.000	0.411	0.959
2. A pesar de que no deseo recibir esta información, me envía fotos con contenido sexual por las redes sociales	1.10	0.437	4.81	-7.23	0.000	0.442	0.959
3. Me envía mensajes de texto para presionarme para que tengamos relaciones sexuales	1.08	0.402	5.51	-6.08	0.000	0.495	0.959
4. A pesar de que NO deseo recibirlas, me envía fotos por medios electrónicos donde aparece desnudo (a)	1.07	0.382	5.81	-5.72	0.000	0.407	0.959
5. A pesar de que yo NO lo deseo, me envía correos electrónicos para presionarme a que tengamos relaciones sexuales	1.05	0.324	6.94	-5.02	0.000	0.410	0.959
6. Me manda mensajes por medios electrónicos para solicitarme que tengamos actos sexuales, a pesar de que él (ella) sabe que no lo deseo	1.05	0.303	6.42	-5.60	0.000	0.586	0.959
7. Publica fotos u otras imágenes sobre mí en alguna red social (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo) que son privadas y me causan vergüenza	1.08	0.374	5.13	-6.57	0.000	0.475	0.959
8. Me envía mensajes de texto para amenazarme	1.05	0.319	6.85	-4.90	0.000	0.636	0.958
9. Me toma videos privados y se los envía a sus amigos y/o amigas sin mi autorización	1.05	0.277	6.69	-5.56	0.000	0.455	0.959
10. Utiliza mis cuentas en redes sociales sin mi permiso	1.14	0.443	3.63	-10.16	0.000	0.633	0.958
11. Me envía mensajes de texto que me hacen sentir miedo	1.07	0.348	5.51	-6.680	0.000	0.719	0.958
12. Escribe cosas desagradables sobre mí en alguna red social (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	1.06	0.333	6.17	-5.53	0.000	0.662	0.958
13. Creó un perfil sobre mí en alguna red social (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo) y eso me molesta	1.04	0.304	7.94	-3.92	0.000	0.612	0.959
14. Postea información a través de redes sociales que me hace sentir insegura (o)	1.08	0.380	5.45	-6.57	0.000	0.630	0.958
15. Me hace sentir temor cuando no le respondo el teléfono celular	1.13	0.455	3.94	-8.65	0.000	0.627	0.958
16. Me manda mensajes por el teléfono celular que me hacen sentir insegura (o)	1.08	0.347	4.87	-6.99	0.000	0.475	0.959
17. Me amenaza con dañarme físicamente, a través del correo electrónico	1.04	0.295	7.91	-4.27	0.000	0.669	0.958
18. Difunde rumores sobre mí, usando el correo electrónico	1.05	0.303	5.93	-5.88	0.000	0.605	0.959
19. Me envía mensajes por correo electrónico que me hacen sentir insegura (o)	1.05	0.285	6.69	-5.38	0.000	0.551	0.959
20. Utiliza la información que YO publico en mi perfil en redes sociales (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo) para hacerme sentir mal	1.14	0.457	3.73	-8.98	0.000	0.584	0.959

Tabla 2 (continuación)

Reactivo	Media	DE	Sesgo	<i>t</i> de Student para grupos extremos	<i>p</i>	Correlación reactivo total	Alfa de Cronbach si se elimina el reactivo
21. Me hace sentir temor cuando no respondo lo que postea en mi perfil de alguna red social (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	1.09	0.409	5.10	-7.08	0.000	0.624	0.958
22. Me amenaza si no le mando alguna foto mía por teléfono celular donde aparezca desnuda (o) o con alguna pose sexy	1.04	0.291	7.97	-4.43	0.000	0.671	0.958
23. Me amenaza con dañarme físicamente, a través de mensajes de texto	1.04	0.316	7.74	-4.42	0.000	0.689	0.958
24. Me manipula a través de redes sociales	1.26	0.630	2.56	-12.47	0.000	0.504	0.960
25. Me presiona para que le mande alguna foto mía donde aparezca desnuda (o) o con alguna pose sexy	1.06	0.321	6.43	-5.40	0.000	0.491	0.959
26. Trata de aislar me de mis amistades que tengo agregadas en mi perfil de alguna red social (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	1.21	0.562	2.97	-12.76	0.000	0.640	0.958
27. A través de las redes sociales, me amenaza con dañarme físicamente (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	1.04	0.275	8.08	-4.23	0.000	0.603	0.959
28. Me obliga a rechazar algunas solicitudes de amigos en las redes sociales (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	1.16	0.524	3.63	-10.45	0.000	0.687	0.958
29. Revisa mi correo electrónico sin mi permiso	1.12	0.430	3.87	-9.31	0.000	0.505	0.959
30. Vigila las actividades que realizo a través de las redes sociales (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	1.33	0.665	2.15	-15.03	0.000	0.590	0.959
31. Me exige realizar una videollamada para identificar dónde estoy	1.09	0.410	5.38	-5.98	0.000	0.591	0.959
32. Me pide que utilice un identificador GPS en mi teléfono celular para conocer mi paradero	1.06	0.354	6.05	-5.75	0.000	0.689	0.958
33. Revisa mi teléfono celular sin mi permiso	1.33	0.674	2.23	-14.69	0.000	0.607	0.959
34. A través de las redes sociales, me presiona para tener relaciones sexuales, a pesar de que yo NO lo deseo	1.04	0.282	7.39	-4.81	0.000	0.568	0.959
35. Me exige que le entregue mis contraseñas de los medios electrónicos que utilizo para saber con quién tengo comunicación	1.12	0.466	4.28	-8.41	0.000	0.579	0.959
36. Me amenaza si no le mando una foto donde aparezca desnuda (o) o con una pose sexy, en redes sociales (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	1.03	0.236	8.39	-4.17	0.000	0.492	0.959
37. Me obliga a que intercambiamos videos y/o fotos de contenido erótico y/o sexual como una prueba de amor	1.06	0.341	6.01	-5.43	0.000	0.534	0.959
38. Sin mi consentimiento, publica en redes sociales fotos y/o videos donde aparecemos juntos teniendo alguna actividad erótica o sexual	1.02	0.195	11.55	-3.00	0.000	0.465	0.959

Tabla 2 (continuación)

Reactivo	Media	DE	Sesgo	t de Student para grupos extremos	p	Correlación reactivo total	Alfa de Cronbach si se elimina el reactivo
39. Postea apodos o sobrenombres ofensivos sobre MÍ	1.06	0.323	6.48	-5.60	0.000	0.674	0.958
40. Me prohíbe tener contacto con mis amigos (as) del sexo opuesto, a través de redes sociales	1.19	0.557	3.39	-11.17	0.000	0.621	0.959
41. A pesar de que no deseo recibir esta información, me envía fotos por teléfono celular con contenido sexual	1.05	0.299	7.09	-5.24	0.000	0.568	0.959
42. Me manipula a través de redes sociales (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	1.10	0.421	4.58	-7.98	0.000	0.709	0.958
43. A través de llamadas por teléfono celular, me amenaza con dañarme físicamente	1.03	0.288	8.88	-3.72	0.000	0.720	0.958
44. Difunde rumores sobre mí, usando alguna red social (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	1.05	0.302	6.82	-5.45	0.000	0.619	0.959
45. Difunde rumores sobre mí usando el teléfono celular	1.04	0.288	7.44	-4.85	0.000	0.583	0.959
46. Me manda insultos machistas o feministas por medios electrónicos	1.07	0.385	5.98	-5.65	0.000	0.698	0.958
47. Me ofende a través de redes sociales (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	1.06	0.348	6.14	-5.17	0.000	0.608	0.959
48. Revisa mis cuentas en redes sociales (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	1.21	0.596	3.12	-11.67	0.000	0.644	0.958

se distribuyeron de la siguiente manera: control, monitoreo intrusivo y vigilancia cibernética = 44.3%; agresión verbal = 15.5%; agresión sexual = 11.9%; coerción sexual = 7.7% y humillación = 6.1%. Como se observa en la [tabla 5](#), los hombres presentan porcentajes mayores de violencia en comparación con las mujeres.

Discusión

Este estudio instrumental tuvo como propósito someter a prueba las propiedades psicométricas de validez de constructo y confiabilidad de la Escala de Violencia de Pareja que se expresa a través de Medios Electrónicos. Lo anterior se debe a que los adolescentes emplean con frecuencia las nuevas tecnologías de la información como un recurso de interacción y comunicación, por lo que son susceptibles a ser receptores de agresiones virtuales por parte de la pareja íntima, sin que la persona tenga que estar presente ([Gutiérrez, Vega y Rendón, 2013](#); [Shapiro y Margolin, 2014](#)), lo que señala la importancia de utilizar instrumentos que permitan analizar este problema de salud pública ([Krug, Dahlberg y Mercy, 2003](#)).

Este campo de conocimientos aún es incipiente, sin embargo, es un fenómeno emergente que está cobrando

auge, pues existen estudios que describen la manera en que se presenta este problema social en las relaciones íntimas adolescentes (e.g., [Draucker y Martsoff, 2010](#); [Hinduja y Patchin, 2011](#); [Korchmaros et al., 2013](#); [Picard, 2007](#); [Temple et al., 2016](#)) y se refiere al uso de las nuevas tecnologías de comunicación que permiten la conectividad e interacción social, como los sitios de redes sociales (e.g., Facebook, Twitter, Instagram), mensajería instantánea y correo electrónico, para ejercer conductas de hostigamiento y abuso que ocasionan daño a la pareja romántica ([Marganski y Melander, 2015](#)).

Los patrones de violencia y malos tratos en las relaciones románticas adolescentes se ejercen en la vida cotidiana ante la presencia real, o en espacios virtuales debido a que las personas en este grupo de edad cuentan con pocas habilidades de comunicación y ejercen técnicas de solución de conflictos inadecuadas ([Rey-Anaconda, 2015](#)) que afectan la salud mental ([Sargent, Krauss, Jouriles y McDonald, 2016](#)), por lo que requiere estudiarse a profundidad en el contexto actual donde imperan los recursos electrónicos como vías de comunicación.

A través de la validez de constructo, se encontró que la Escala de Violencia de Pareja que se manifiesta a

Tabla 3

Análisis de componentes principales con rotación varimax y varianza explicada de la estructura factorial de la Escala de Violencia de Pareja que se expresa a través de Medios Electrónicos (EVIME)

Reactivos	Factores					Total
	1	2	3	4	5	
Me obliga a rechazar algunas solicitudes de amigos en las redes sociales (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	0.819	0.189	0.101	0.055	0.072	
Me prohíbe tener contacto con mis amigos (as) del sexo opuesto, a través de redes sociales	0.785	0.226	0.062	0.079	0.054	
Vigila las actividades que realizo a través de las redes sociales (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	0.751	0.126	0.046	0.074	0.058	
Revisa mis cuentas en redes sociales (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	0.738	0.112	0.039	0.151	0.222	
Trata de aislarme de mis amistades que tengo agregadas en mi perfil de alguna red social (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	0.733	0.227	0.041	0.114	0.148	
Revisa mi teléfono celular sin mi permiso	0.709	0.141	0.065	0.117	0.044	
Me exige que le entregue mis contraseñas de los medios electrónicos que utilizo para saber con quién tengo comunicación	0.684	-0.024	0.137	0.145	0.081	
Revisa mi correo electrónico sin mi permiso	0.642	0.022	0.070	-0.068	0.021	
Me manipula a través de redes sociales (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	0.591	0.311	0.070	0.246	0.301	
Utiliza mis cuentas en redes sociales sin mi permiso	0.541	0.300	0.107	0.079	-0.053	
Me amenaza con dañarme físicamente, a través de mensajes de texto	0.186	0.824	0.153	0.081	0.171	
Me amenaza con dañarme físicamente, a través del correo electrónico	0.172	0.727	0.179	0.227	0.049	
A través de las redes sociales (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo) me amenaza con dañarme física o emocionalmente	0.233	0.700	0.097	0.335	0.059	
Me envía mensajes de texto para amenazarme	0.161	0.681	0.230	0.143	0.015	
Me amenaza con dañarme físicamente, a través de llamadas por teléfono celular	0.173	0.641	0.208	0.269	0.445	
Postea apodosos o sobrenombres ofensivos sobre MÍ	0.197	0.602	0.176	0.252	0.222	
Escribe cosas desagradables sobre mí en alguna red social (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	0.294	0.597	0.125	-0.002	0.287	
Creó un perfil sobre mí en alguna red social (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo) y ESO ME MOLESTA	0.157	0.547	0.123	0.069	0.201	
Me ofende a través de redes sociales (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	0.286	0.546	0.047	0.178	0.390	
Postea información a través de redes sociales que me hacen sentir insegura (o)	0.244	0.507	0.166	0.126	0.045	
Me envía mensajes de texto que me hacen sentir miedo	0.386	0.504	0.203	0.073	0.114	
A pesar de que no deseo recibir esta información, me envía fotos con contenido sexual por las redes sociales	0.054	0.180	0.837	0.075	0.015	
A pesar de que NO deseo recibirlas, me envía fotos por medios electrónicos donde aparece desnudo (a)	0.013	0.106	0.814	0.116	-0.005	
Me envía mensajes de texto para presionarme para que tengamos relaciones sexuales	0.125	0.227	0.805	0.141	0.051	
Sin mi consentimiento, publica en redes sociales fotos y/o videos donde aparecemos juntos teniendo alguna actividad erótica o sexual	0.118	0.337	0.728	0.031	-0.007	
A pesar de que yo NO lo deseo, me envía correos electrónicos para presionarme a que tengamos relaciones sexuales	0.088	0.045	0.703	-0.024	0.182	
Me amenaza si no le mando una foto donde aparezca desnuda (o) o con una pose sexy, en redes sociales (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	0.127	0.221	0.036	0.730	0.303	

Tabla 3 (continuación)

Reactivos	Factores					Total
	1	2	3	4	5	
Me presiona para que le mande alguna foto mía donde aparezca desnuda (o) o con alguna pose sexy	0.119	0.173	0.169	0.622	0.086	
Me obliga a que intercambiamos videos y/o fotos de contenido erótico y/o sexual como una prueba de amor	0.225	0.045	0.380	0.603	0.112	
Difunde rumores sobre mí usando el teléfono celular	0.212	0.211	0.113	-0.041	0.670	
Difunde rumores sobre mí, usando alguna red social (Facebook, Youtube, Twitter, Google+, Instagram o Badoo)	0.233	0.346	0.061	0.374	0.610	
Me manda insultos machistas o feministas por medios electrónicos	0.272	0.483	0.102	0.234	0.551	
Número de reactivos por factor	10	11	5	3	3	32
Porcentaje de varianza total explicada	37.97	7.69	5.34	3.88	2.89	57.78
Porcentaje de varianza acumulada	37.97	45.61	51.00	54.88	57.78	
Media	1.19	1.05	1.08	1.04	1.05	
Desviación estándar	0.411	0.247	0.326	0.214	0.280	
Alfa de Cronbach	0.92	0.93	0.86	0.82	0.78	0.94
KMO						0.936

Los valores en negrita son valores mayores de 0.40.

1: control, monitoreo intrusivo y vigilancia cibernética; 2: agresión verbal; 3: agresión sexual; 4: coerción sexual; 5: humillación.

Tabla 4

Correlaciones intrafactoriales de la Escala de Violencia de pareja que se expresa a través de Medios Electrónicos (EVIME)

	1	2	3	4	5
Factor 1	–	0.593*	0.264*	0.423*	0.548*
Factor 2		–	0.442*	0.571*	0.741*
Factor 3			–	0.415*	0.313*
Factor 4				–	0.515*
Factor 5					–
Media	1.19	1.05	1.08	1.04	1.05
Desviación estándar	0.411	0.247	0.326	0.214	0.280

1: control, monitoreo intrusivo y vigilancia cibernética; 2: agresión verbal; 3: agresión sexual; 4: coerción sexual; 5: humillación.

* Nivel de significación $p \leq 0.01$.

través de Medios Electrónicos contiene 5 dimensiones: (a) control, monitoreo intrusivo y vigilancia cibernética; (b) agresión verbal; (c) agresión sexual; (d) coerción sexual, y (e) humillación.

La primera subescala hace referencia a patrones repetidos de hostigamiento, intrusión y acecho, que no son deseados y ocasionan daño, malestar emocional o miedo. Este tipo de conductas tienen la finalidad de dominar a la pareja y obligarla a cumplir lo que solicita el perpetrador, como una forma de poder y dominio (Burke et al., 2011; Retana y Sánchez, 2015). La agresión verbal comprende insultos, críticas, amenazas, regaños y manipulación psicológica, mientras que la agresión sexual abarca acciones que se utilizan con la finalidad de presionar a la pareja para tener relaciones sexuales o realizar prácticas sexuales no deseadas (Offenhauer y Buchalter, 2011).

La coerción sexual que se ejerce en el contexto de las relaciones románticas incluye la intimidación,

amenazas, chantaje o la imposición que la pareja utiliza para obtener contacto físico o sexual, así como encuentros o intercambio sexuales (Saldívar, Jiménez, Gutiérrez y Romero, 2015). La humillación comprende acciones que denigran, desprecian o subyugan y que afectan la dignidad. En el proceso de interacción, abarca la percepción de sentirse degradado, ridiculizado o menospreciado, lo que ocasiona vergüenza (Zavaleta, 2011).

El instrumento propuesto indica niveles aceptables de validez de constructo, por lo que refleja, de manera proximal, las conductas que representan situaciones de violencia de pareja; asimismo, arroja dimensiones que también se reportan en otras escalas (e.g., Bennet et al., 2011; Borrajo, Gámez-Guadix, Pereda y Calvete, 2015; Burke et al., 2011; Zweig et al., 2013), por lo que se aprecia que la violencia de pareja que se ejerce a través de medios electrónicos es un constructo característico de distintas culturas.

Tabla 5
Frecuencia del uso de medios electrónicos y prevalencia de violencia de pareja en cada uno de los factores

	Total 100% (n = 1,278)	Hombres 45% (n = 575)	Mujeres 55% (n = 703)
<i>Edad</i>	12 a 19 años (M = 16.55; DE = 1.26)	12 a 19 años (M = 16.61; DE = 1.36)	12 a 19 años (M = 16.50; DE = 1.41)
<i>Duración en la relación de pareja</i>	1 mes a 90 meses (M = 9.24; DE = 11.26)	1 mes a 60 meses (M = 8.05; DE = 9.99)	1 mes a 90 meses (M = 10.16; DE = 12.17)
<i>Uso de medios electrónicos, %</i>			
Muchas veces al día	55	69	52
Varias veces al día	35	13.9	38
Una vez al día	6.8	12	7
De 4 a 3 veces por semana	1.2	3.8	1.1
De 2 a 1 veces por semana	1.4	1.2	1.3
No los utilizan	0.4	0.1	0.6
<i>Uso de medios electrónicos para interactuar con la pareja, %</i>			
Muchas veces al día	41.7	49	44.2
Varias veces al día	39	46	38
Una vez al día	8.1	3	8
De 4 a 3 veces por semana	2.8	1.2	2.2
De 2 a 1 veces por semana	2.9	0.4	2.6
No los utilizan	5.5	0.4	5
<i>Tipo de medio electrónico que se utiliza con mayor frecuencia, %</i>			
Redes sociales	63	76	60
Aplicaciones con teléfono celular inteligente	18	15	26
Llamadas telefónicas	5	1	1.8
Correo electrónico	2	1	1.2
Mensajes de texto	12	8	11
<i>Prevalencia de violencia que se expresa a través de medios electrónicos, %</i>			
Control, monitoreo intrusivo y vigilancia cibernética	44.3	44.4	44.2
Agresión verbal	15.5	18	13.6
Agresión sexual	11.9	15.6	8.9
Coerción sexual	7.7	10	5.9
Humillación	6.1	6.5	5.7

Respecto a la consistencia interna que se obtuvo en el instrumento, se reportan índices de confiabilidad aceptables mayores de 0.51, y medir la violencia de pareja no es tarea sencilla, ya que depende de la percepción, capacidad de autodivulgación, entre otros factores, de quienes la ejercen y de quienes la reciben; además, es un constructo que implica el ejercicio de actos múltiples y específicos; asimismo, existen diferencias de género sobre la manera en que se identifica el abuso. Por lo general, esta tiende a sub o sobre-reportarse, lo que ocasiona sesgos que afectan la distribución típica del constructo, que pudiera afectar la confiabilidad (Nunnally, 2013).

Las prevalencias de violencia en cada una de las dimensiones son bajas a moderadas; se observa mayor frecuencia en la recepción de situaciones de control, monitoreo intrusivo y vigilancia cibernética. Dichas prevalencias son más elevadas en los hombres. La información que se recolectó permite enfatizar que el uso

de Internet da pauta al ejercicio de ataques malintencionados entre los usuarios adolescentes en las relaciones de pareja, y, generalmente, la información a la que se tiene acceso es de carácter público; de esta forma, no es necesario que el propietario de los datos tenga que dar su consentimiento expreso para tener acceso a la información que publica (Rideout, Fochr y Roberts, 2010). Un estudio encontró que una cuarta parte de los adolescentes reportaron abuso de pareja a través de medios electrónicos; las mujeres reportaron una mayor proporción de violencia emocional, mientras que los hombres señalaron ser víctimas de acoso sexual; así también, un gran porcentaje de adolescentes indicaron que sus parejas románticas comparten información privada y vergonzosa a través de redes sociales (Zweig et al., 2013).

La manera en que se utiliza la tecnología para compartir información permite que se propaguen rumores para perjudicar la reputación de la pareja, o para afectar las

relaciones sociales; también es frecuente que los jóvenes utilicen la información «posteada» en redes sociales para ocasionar daño a la pareja. Otro estudio que realizaron Priebe, Mitchel y Finkelhor (2013) documentó situaciones de violencia cibernética en relaciones de noviazgo que incluyen peticiones sexuales, daño en línea y exposición a pornografía que ocasionan reacciones emocionales negativas. Wigderson y Lynch (2013) realizaron una investigación sobre victimización cibernética que se ejerce a través de diversas fuentes de tecnologías y encontraron que afecta el bienestar emocional. La violencia de pareja que se manifiesta a través de medios electrónicos es un problema social y de salud pública emergente que posee cualidades específicas debido a la naturaleza de las herramientas tecnológicas que utilizan los adolescentes para interactuar con la pareja romántica, por lo que es un campo que requiere de estudios posteriores, que subsanen las limitaciones de esta investigación, ya que se pueden utilizar otros métodos que aseguren la confiabilidad de las pruebas, como la técnica test-retest y la confiabilidad intrapareja.

Financiación

Proyecto PAPIIT IN303114, de la Universidad Nacional Autónoma de México.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Agradecimientos

Agradecimiento al Proyecto PAPIIT IN303114, de la Universidad Nacional Autónoma de México, por su contribución en el financiamiento de esta investigación.

Referencias

- Alvarez, A. (2012). Confronting cyberbullying and exploring the use of cybertools in teen dating relationships. *Journal of Clinical Psychology, 68*(11), 1205–1215. <http://dx.doi.org/10.1002/jclp.21920>
- Asociación Mexicana de Internet. (2015). 11.º estudio sobre los hábitos de los usuarios de internet en México 2015 (consultado 10 Oct 2016). Disponible en: <http://www.amipci.org.mx>
- Asociación Mexicana de Internet. (2016). 12.º estudio sobre los hábitos de los usuarios de internet en México 2016 (consultado 12 Oct 2016). Disponible en: <http://www.amipci.org.mx>
- Baker, C. K. (2016). Dating violence and substance use: Exploring the context of adolescent relationships. *Journal of Interpersonal Violence, 31*(5), 900–919.
- Bennet, D. C., Guran, E. L., Ramos, M. C. y Margolin, G. (2011). College students' electronic victimization in friendship and dating relationships: Anticipated distress and associations with risky behaviors. *Violence and Victims, 26*(4), 410–429.
- Borrajó, E., Gámez-Guadix, M., Pereda, N. y Calvete, E. (2015). The development and validation of the cyber dating abuse questionnaire among young couples. *Computers in Human Behavior, 48*, 358–365.
- Borrajó, E., Gámez-Guadix, M. y Calvete, E. (2015a). Cyber dating abuse: Prevalence, context, and relationship with offline dating aggression. *Psychological Reports, 16*, 565–585. <http://dx.doi.org/10.2466/21.16.PR0.116k22w4>
- Borrajó, E., Gámez-Guadix, M. y Calvete, E. (2015b). Justification beliefs of violence, myths about love and cyber dating abuse. *Psicothema, 27*, 327–333.
- Burke, S. C., Wallen, M., Vail-Smith, K. y Knox, D. (2011). Using technology to control intimate partners: An exploratory study of college undergraduates. *Computers in Human Behavior, 27*, 1162–1167. <http://dx.doi.org/10.1016/j.chb.2010.12.010>
- Dick, R. N., McCauley, H. L., Jones, K. A., Tancredi, D. J., Goldstein, S., Blackbum, S., et al. (2014). Cyber dating abuse among teens using school-based health centers. *Pediatrics, 134*(6), e1560–e1567. <http://dx.doi.org/10.1542/peds.2014-0537>
- Draucker, C. B. y Martsoff, D. S. (2010). The role of electronic communication technology in adolescent dating violence. *Journal of Child and Adolescent Psychiatric Nursing, 23*(3), 133–142. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1744-6171.2010.00235.x>
- Einarsdóttir, G.A. (2015). *Social Network Site usage among adolescents: Effects on mental and physical well-being*. Tesis inédita de Licenciatura. Islandia: Universidad de Reykjavik.
- Escobar-Pérez, J. y Cuervo-Martínez, A. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: una aproximación a su utilización. *Avances en Medición, 6*, 27–37.
- Fox, J., Osborn, J. L., y Warber, K. M. (2014). Relational dialectics and social networking sites: The role of Facebook in romantic relationship escalation, maintenance, conflict, and dissolution. *Computers in Human Behavior, 35*, June, 527–534.
- Furr, R. M. y Bacharach, V. R. (2008). *Psychometrics. An introduction*. Estados Unidos de América: Sage.
- George, M. J. y Odgers, C. L. (2015). Seven fears and the science of how mobile technologies may be influencing adolescents in the digital age. *Perspectives on Psychological Science, 10*(6), 832–851.
- Gutiérrez, R., Vega, L. y Rendón, A. (2013). Uso de la internet y teléfono celular asociados a situaciones de riesgo de explotación sexual de adolescentes. *Salud Mental, 36*(1), 41–48.
- Hinduja, S. & Patchin, J.W. (2011). Electronic dating violence: A brief guide for educators and parents. Cyberbullying Research Center (consultado 10 Dic 2015). Disponible en: www.cyberbullying.us
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2015). Encuesta Nacional sobre Disponibilidad y Uso de Tecnologías de la Información en los Hogares, ENDUTIH. México (consultado 10 Oct 2016). Disponible en: www.inegi.gob.mx
- Kaukinen, C. (2014). Dating violence among college students: The risk and protective factors. *Trauma, Violence & Abuse, 15*(4), 283–296.
- Korchmaros, J. D., Ybarra, M. L., Langhinrichsen-Rohling, J., Boyd, D. y Lenhart, A. (2013). Perpetration of teen dating violence in a networked society. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking, 16*(8), 561–567.
- Krug, E., Dahlberg, L. y Mercy, J. A. (2003). *Informe mundial sobre la violencia y la salud*. Washington, DC: Organización Mundial de la Salud.
- Lenhart, A. (2015). Teens, social media & technology overview 2015. Smartphones facilitate shifts in communication landscape for teens. Pew Research Center (consultado 10 Jun 2015).

- Disponble en: <http://www.pewinternet.org/2015/04/09/teens-social-media-technology-2015>
- Lucio-López, L. A. y Prieto-Quezada, M. A. (2014). Violencia en el ciberespacio en las relaciones de noviazgo adolescente. Un estudio exploratorio en estudiantes mexicanos de escuelas preparatorias. *Revista de Educación y Desarrollo*, 31, 61–72.
- Marganski, A. y Melander, L. (2015). Intimate partner violence victimization in the cyber and real world: Examining the extent of cyber aggression experiences and its association with in-person dating violence. *Journal of Interpersonal Violence*, 1–25. <http://dx.doi.org/10.1177/0886260515614283>
- Martinez-Pecino, R. y Durán, M. (2016). I love you but I cyberbully you: The role of hostile sexism. *Journal of Interpersonal Violence*, 1–14. <http://dx.doi.org/10.1177/0886260516645817>
- Nunnally, J. C. (2013). *Teoría psicométrica*. México: Trillas. Reimpresión.
- Offenhauer, P. y Buchalter, A. (2011). *Teen dating violence: A literature review and annotated bibliography*. USA: US Department of Justice.
- Pereira, F., Spitzberg, B. y Matos, M. (2016). Cyber-harassment victimization in Portugal: Prevalence, fear and help-seeking among adolescents. *Computers in Human Behavior*, 62, 136–146. <http://dx.doi.org/10.1016/j.chb.2016.03.039>
- Picard, P. (2007). *Tech abuse in teen relationships*. Chicago, IL: Teen Research Unlimited (consultado 10 Nov 2014). Disponible en: <http://www.loveisrespect.org/wp-content/uploads/2009/03/liz-claiborne-2007-tech-relationship-abuse.pdf>
- Priebe, G., Mitchell, J. y Finkelhor, D. (2013). To tell or not tell? Youths responses to unwanted internet experiences. *Cyber psychology: Journal of Psychosocial Research on Cyberspace*, 7(1), 18–31.
- Pujazon-Zazik, M. y Park, M. J. (2010). To tweet, or not to tweet: Gender differences and potential positive and negative health outcomes of adolescents' social internet use. *American Journal of Men's Health*, 4(1), 77–85. <http://dx.doi.org/10.1177/1557988309360819>
- Retana, F. B. y Sánchez, A. R. (2015). Acoso Cibernético: validación en México del ORI-82. *Acta de Investigación Psicológica*, 5(3), 2011–2097.
- Rey-Anacona, C. A. (2015). Variables asociadas a los malos tratos en el noviazgo en adolescentes y adultos jóvenes. *Acta Colombiana de Psicología*, 18(1), 159–171.
- Reyes, L. I. y García, B. F. (2008). Procedimiento de validación psicométrica culturalmente relevante: un ejemplo. En A. S. Rivera, L. R. Díaz, A. R. Sánchez, y L. I. Reyes (Eds.), *La psicología social en México* (XII) (pp. 625–630). México: Asociación Mexicana de Psicología Social.
- Rideout, V., Fochr, U. y Roberts, D. (2010). *Generation M: Media in the lives of 8 to 18 years old*. Menlo Park, CA: Kaiser Family Foundation.
- Saldívar, H. G., Jiménez, T. A., Gutiérrez, R. R. y Romero, M. M. (2015). La coerción sexual asociada con los mitos de violación y las actitudes sexuales en estudiantes universitarios. *Salud Mental*, 38(1), 27–32.
- Sánchez, J. V., Muñoz-Fernández, N., Lucio, L. L. y Ortega-Ruiz, R. (2017). Ciberagresión en parejas adolescentes: un estudio transcultural España-México. *Revista Mexicana de Psicología*, 34(1), 46–54.
- Sánchez, V., Muñoz-Fernández, N. y Ortega-Ruiz, R. (2015). 'Cyber-dating Q_A': An instrument to assess the quality of adolescent dating relationships in social networks. *Computers in Human Behavior*, 48, 78–86. <http://dx.doi.org/10.1016/j.chb.2015.01.006>
- Sargent, K. S., Krauss, A., Jouriles, E. N. y McDonald, R. (2016). Cyber victimization, psychological intimate partner violence, and problematic mental health outcomes among first-year college students. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 9(9), 545–550. <http://dx.doi.org/10.1089/cyber.2016.0115>
- Shapiro, L. A. y Margolin, G. (2014). Growing ups wired: Social networking sites and adolescent psychosocial development. *Clinical Child Family Psychology Review*, 17(1), 1–18. <http://dx.doi.org/10.1007/s10567-013-0135-1>
- Subrahmanyam, K. y Greenfield, P. (2008). Online communication and adolescent relationship. *The Future of Children*, 18(1), 119–146.
- Temple, J., Choi, H. J., Brem, M., Wolford-Clevenger, C., Stuart, G. L., Fleschler, P. M., et al. (2016). The temporal association between traditional and cyber dating abuse among adolescents. *Journal of Youth Adolescence*, 45, 340–349. <http://dx.doi.org/10.1007/s10964-015-0380-3>
- Watts, D. J. (2007). A twenty-first century science. *Nature*, 445, 489. <http://dx.doi.org/10.1038/445489>
- Wigderson, S. y Lynch, M. (2013). Cyber-and traditional peer victimization: Unique relationships with adolescent well-being. *Psychology of Violence*, 3(4), 297–309.
- Wolford-Clevenger, C., Zapor, H., Brasfield, H., Febres, J., Elmquist, J., Brem, M., et al. (2016). An examination of the Partner Cyber Abuse Questionnaire in a college student sample. *Psychology of Violence*, 6(1), 156–162.
- Zavaleta, D. (2011). Pobreza, vergüenza y humillación: una propuesta de medición. *Revista Latinoamericana de Desarrollo Humano*, 76, 1–7.
- Zweig, J., Dank, M., Lachman, P., & Yahner, J. (2013). Technology, teen dating violence and abuse, and bullying. Reporte final. Estados Unidos de América: Urban Institute. Justice Policy Center. pp. 184 (consultado 8 Dic 2015). Disponible en: www.urban.org
- Zweig, J., Lachman, P., Yahner, J. y Dank, M. (2014). Correlates of cyber dating abuse among teens. *Journal of Youth Adolescence*, 43, 1306–1321. <http://dx.doi.org/10.1007/s10964-013-0047-x>



Available online at www.sciencedirect.com

Acta de Investigación Psicológica

Psychological Research Records

Acta de Investigación Psicológica 7 (2017) 2606–2617

www.psicologia.unam.mx/acta-de-investigacion-psicologica/



Original

Risk low math performance PISA 2012: Impact of assistance to Early Childhood Education and other possible cognitive variables

Rendimiento bajo en matemáticas PISA 2012: impacto de la asistencia en educación infantil temprana y otras posibles variables cognitivas

Esperanza Bausela Herreras

Universidad Pública de Navarra (UPNA), Área de Psicología Evolutiva y de la Educación, Campus de Arrosadía, C.P. 31006 Pamplona (Iruña), Spain

Received 9 November 2016; accepted 14 February 2017

Available online 28 March 2017

Abstract

Mathematics competencies are critical in the development of the individual. There are several variables that can predict poor performance in this competition. These variables may be related to self-learner and teacher who instructs.

Objective: Analyse the risk of poor performance depending on several variables: attending early childhood education, learning strategies and strategies used by the teacher uses.

Method: No experimental or ex post facto.

Data: We used the database PISA 2012 for Spain provided by the Ministry of Education, Culture and Sport. The generated data sample consists of 25,313 young Spaniards of both sexes, aged 15 years, belonging to 902 schools that are distributed throughout the national territory of Spain.

Dependent or endogenous variable: Performance in mathematics.

Independent or exogenous variables: Different variables were considered: attendance and duration of Early Childhood Education, student learning strategies and teaching strategies.

Analysis of data: Binary logistic regression.

Results: It shows that the factor that has greater predictive capability of risk of underperformance is attending Early Childhood Education [$\beta = -.595$; $\rho < .001$]. It is the variable that has more predictive capability of risk of all analysed.

Discussion: There are variables that increase the risk and others that reduce this risk. It is possible to prevent low performance in Mathematics competencies, for example, we need to pursue a teaching of quality Early Childhood Education knowing their long-term benefits and not only ensure access to it for all children.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Keywords: PISA 2012; Early Childhood Education; Low performance in mathematics competencies; Student learning strategies; Teaching strategies

Resumen

Las competencias matemáticas son críticas en el desarrollo del individuo. Existen diversas variables que pueden predecir el bajo rendimiento en este tipo de competencias. Dichas variables pueden estar relacionadas con el auto-aprendiz o con el maestro que imparte instrucción.

E-mail address: esperanza.bausela@unavarra.es

URL: <http://www.unavarra.es/>.

Peer Review under the responsibility of Universidad Nacional Autónoma de México.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.aiprr.2017.02.001>

2007-4719/© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Objetivo: Analizar el riesgo de rendimiento bajo según diferentes variables: educación formal desde edad temprana, estrategias de aprendizaje y estrategias que utiliza el maestro.

Método: No experimental o ex post facto.

Datos: Se utilizó la base de datos PISA 2012 para España, otorgada por el Ministerio de Educación, Cultura y Deporte. La muestra de datos generada consiste en 25313 jóvenes españoles de ambos sexos, de 15 años, pertenecientes a las 902 escuelas distribuidas a lo largo del territorio nacional de España.

Variable dependiente: Rendimiento en matemáticas.

Variable independiente: Diferentes variables fueron consideradas: asistencia y duración de la educación en edades tempranas, estrategias de aprendizaje del estudiante y estrategias de enseñanza.

Análisis de datos: Regresión binaria logística.

Resultados: Estos indican que el factor con mayor capacidad predictiva de rendimiento bajo es la educación formal en edades tempranas ($B = -.595$; $p < .001$). Es la variable que tiene mayor capacidad predictiva de todas las que se analizaron.

Discusión: Existen variables que aumentan el riesgo y otras que lo disminuyen. Es posible prevenir el bajo rendimiento en competencias asociadas a las matemáticas; por ejemplo, se necesita hacer énfasis en la enseñanza de calidad en la educación en edades tempranas sabiendo los beneficios de esto a largo plazo y no solo garantizar el acceso a esta para todos los niños.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Palabras clave: PISA 2012; Educación a edad temprana; Bajo rendimiento en competencias matemáticas; Estrategias de aprendizaje del estudiante; Estrategias de enseñanza

Introduction

The present paper will discuss the Programme for International Student Assessment (PISA) 2012 of the Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) with respect to which factor has the best predictive capacity of low student performance in mathematics in PISA 2012, either attendance in Early Childhood Education or strategies for using strategies by the students themselves and by the teachers.

The focus of interest within the PISA framework in 2012 was based on mathematical competencies, for which two thirds of that framework was dedicated to their evaluation, as was the case for the evaluation of reading literacy skills in 2009 and, also, for the evaluation of scientific skills in 2015.

There are various sources that have analysed the relationship between Early Childhood Education attendance and performance in later stages (see Arteaga, Humpage, Reynolds, & Temple, 2014; Hindman, 2013; Lehl, Klucznioka, & Rossbachba, 2016; Sylva et al., 2013; Temple & Reynolds, 2015). Particularly, for example, the National Association for the Education of Young Children (NAEYC) considers the Early Childhood Education stage to be essential in supporting the development of mathematical competencies at an early age, especially for pupils who are at risk (see Cebolla Boado, 2011, 2012; Garrido & Cebolla Boado, 2010; Hindman, 2013).

Further, with a focus on mathematical competences, studies indicate that difficulties in mathematics which are detected in Secondary Education cannot be explained by a single factor, but are acquired in a cumulative process that begins at a stage prior to formal education (Geary, Hamson, & Hoard, 2000). Several authors attribute difficulties with mathematical competences pre-academic numeracy skills acquired in early years (see Jordan, Glutting, & Ramineni, 2010). For example, Heckman (2006) analyses the effect of educational stimulation on the three stages of the evolutionary/educational cycle, which are compulsory education, adolescence, and adulthood. That study concludes that early stimulation has greater predictive ability of non-cognitive skills and cognitive stimulation that occur in later developmental stages. Arteaga et al. (2014) and Lehl et al. (2016) also provide evidence of long-term benefits that entail enrolment in Early Childhood Education. These benefits have been observed in compulsory education after completion of Early Childhood Education and also help to reduce any observed gap between this stage and further stages (Karoly, Kilburn, & Cannon, 2005).

Particularly, mathematical competencies have traditionally been considered as basic skills, and the keys to academic success (Bryant, Bryant, Gersten, Scammacca, & Chavez, 2008). Their success has been linked to several variables (Ahmed, Minnaert, Kuyper, & Van der Werf, 2012; Callejo & Vila, 2009; Chionh & Fraser,

2009; Rosario et al., 2012; Sánchez, 2014). Particularly, early performance in mathematical competency is also considered a highly predictive factor of subsequent performance in mathematics (Grissmer et al., 2013; Jordan et al., 2010; Mazzocco & Thompson, 2005; Taskin & Tugrul, 2014).

The pre-primary education stage, under current regulations in Spain (which establishes the minimum teaching requirements in the second cycle of Early Childhood Education), serves children from birth to six years of age in order to contribute to their physical, emotional, social and intellectual development. It is organised in two cycles of three years each: up to three years (which is not free of charge but not compulsory) and from 3 to 6 years (which is free of charge and not compulsory).

“Assistance with children’s education is associated with better academic performance later”, as noted by the OECD in its report “Does Early Childhood Education arrive to those most in need?” (OECD, 2013a, 2013b). The impact of early schooling on the later ages of children has been analysed in several publications within the body of literature (see Lehl et al., 2016). Thus, Lehl et al. (2016) associate the high quality of training in Early Childhood Education with the development of children during the later school years, and simply with mere attendance at this educational level. Attendance in Early Childhood Education is also modulated by other variables such as, for example, the family background of a child and their socioeconomic status within the school (see Touron, Hernández, Morera, & Asencio, 2012), which is beyond the scope of this study.

According to the data itself MEC and OCDE (2013a), Spain obtained an average score of 484 points in mathematics, which is 10 points below the OECD average of 494 and 5 points below the European Union average of 489, the difference with the former being statistically significant, but not with the latter. The performance of students in Spain is in the range of 481–488 points, with a confidence level of 95%.

The results for Spanish schools in mathematical competences in PISA 2012 indicate that 19.5% of students have a level of performance in this competition Level 1 in PISA 2012 (MEC & OECD, 2013a,b). Level 1 represents the lowest level of competence or “lowest performers”, with scores in the range of 357.7–420.1. Pupils (or students) who are at this level know how to respond to questions that are related to familiar contexts, within which all relevant information is present and the questions are clearly defined. More precisely, the pupils are able to identify information and to perform routine procedures following direct instruction in explicit situations. Furthermore, they can perform actions that

are obvious and follow immediately from the presented stimulus.

With regard to attendance in Early Childhood Education in Spain, the percentage of pupils who attend is 94% (the take up rate of this scheme), which is very close to the international average (93%) in PISA. 85% of students reported that they had attended for a duration of more than one year in Early Childhood Education, while 8% reported that they had attended for a duration of less than one year.

Most of the available empirical evidence on this issue focuses on analysing only the impact of early intervention on performance, without analysing the variables of a cognitive nature that affect both the teaching and the learning, and may be associated with performance in mathematical competences. In the present study, we focus on analysing and comparing the risks that students have in poor performance regarding mathematical literacy in PISA 2012, based on the attendance in Early Childhood Education and their use of strategies by the students themselves and by the teachers.

Identifying risk factors can assist in designing proposals that would reduce those risks and therefore would reduce the number of schoolchildren with low performance. The aim of this study is identify the factor that has the best predictive ability of low performance in mathematical competencies.

Method

A quasi-experimental or an *ex post facto* descriptive design, based on a questionnaire, was developed by the OECD. In PISA 2012, there are three basic skills in Secondary Education (Reading, Mathematics and Science) that are evaluated.

Data

In this research, the PISA 2012 database for Spain was used, which is available on the Website of the Ministry of Education, Culture and Sport (2012, URL – <http://www.mecd.gob.es/inee/Bases-de-datos.html>, Date accessed: 28th August 2016). This questionnaire is applied in the final (fourth) year of Secondary Education.

The generated data sample consists of 25,313 young Spaniards of both sexes, aged 15 years, belonging to 902 schools that are distributed throughout the national territory of Spain.

As well as providing competency testing in Reading, Mathematics and Science, PISA 2012 also provides a very extensive set of information on the context of

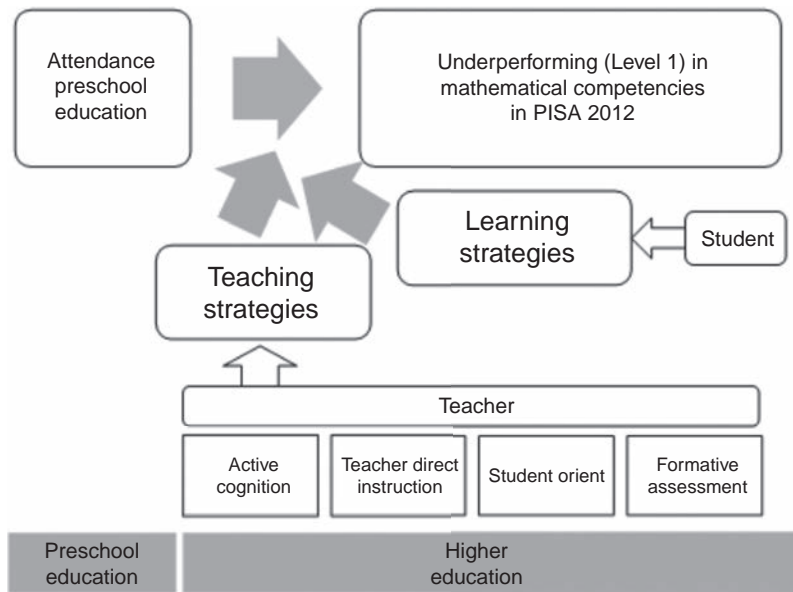


Fig. 1. Factors that affect the low performance in mathematical competencies (Level 1) in PISA 2012 (own elaboration).

student learning, through questionnaires that are completed by students, parents, teachers and headmasters. With these variables, we studied the effect of student attendance, taking into account the possible additional effect of the teaching and learning strategies as applied by the teacher and student, respectively.

The yield of the three competencies in PISA 2012 is categorised in different levels of competency, with Level 1 (lower level) to Level 6 (upper level). For example, a student is at Level 1 in reading literacy when he or she is able to locate explicit information that figures prominently in a place within a text that has a simple syntactic structure, and a student is at Level 6 when he or she is capable of making inferences, comparisons and contrasts.

It also includes a very extensive set of information on the context of student learning through questionnaires that have been completed by students, parents, teachers, and headmasters.

Variables of the investigation

In light of these studies, we cannot consider a single factor or cause to explain and predict academic performance or, by extension, underperformance as being necessary in opting for a multi-causal model. In the present study, we focus on cognitive and non-cognitive skills that are developed during pre-primary (pre-kindergarten, pre-k or preschool) education, which is considered as one of the main determinants of productivity in school during later educational stages, hence it

is particularly important to not underestimate the importance of economic investment at this early stage.

A model is presented which includes the different variables that have been considered as being predictive of low performance in mathematical competencies in PISA 2012 (see Fig. 1).

With respect to the particular role in this research, we differentiate between dependent and independent (or endogenous or exogenous) variables.

Dependent or endogenous variable: mathematical competence

The definition of mathematical competencies in PISA 2012, includes three interrelated aspects (MEC & OCDE, 2013a): (i) mathematical processes that describe how the individuals relate to the context of the problem with mathematics and thereby resolve the problem and capabilities that underlie these processes; (ii) specific mathematical content to be used in the evaluation questions; and (iii) contexts into which the evaluation questions are inserted.

The contents evaluated are: (i) quantity, (ii) space, (iii) change and relationships, and (iv) uncertainty and data.

Along with these contents three processes are considered: (i) Formulating situations mathematically; (ii) Use of concepts, data, procedures and mathematical reasoning; (iii) Interpretation, implementation and evaluation of mathematical results. Table 1 shows the descriptive statistics in the overall context of the mathematical competencies, dimensions and processes that are presented.

Table 1
Mathematical competences, dimensions and processes (descriptive statistics).

	Minimum	Maximum	Mean	Standard deviation	Variance	Skewness	Kurtosis
Mathematica	130.06	807.30	495.44	85.79	7360.74	-.194	-.160
<i>Dimensions</i>							
Chance	48.57	806.21	493.33	90.24	8142.67	-.258	.007
Quantity	47.24	835.81	502.00	96.01	9217.84	-.261	.029
Space	58.33	812.36	490.90	91.09	8298.27	-.072	-.100
Uncertainty	10.88	795.23	497.76	90.62	8211.28	-.290	.129
<i>Processes</i>							
Employ	66.09	748.26	492.75	83.34	6946.30	-.286	-.045
Formulate	31.93	856.92	490.93	97.71	9547.45	-.174	-.033
Interpret	72.81	819.37	503.88	94.72	8972.54	-.230	-.046

Source: This study has been development from PISA 2012 (Spanish sample).

Table 2
Underperforming (Level 1) in mathematical literacy (frequency and percentage).

	Frequency	Percentage
No	20,389	80.5
Yes	4924	19.5
Total	25,313	100.0

Source: This study has been development from PISA 2012 (Spanish sample).

Table 3
Chi-square test and symmetric measures.

Statistical differences	Valour	ρ
Phi	.156	.000
Cramer's V	.156	.000
Coefficient of contingency	.154	.000

Source: This study has been development from PISA 2012 (Spanish sample).

Low performance in mathematics has been dichotomised into Dummy variable: Yes (presence of underperformance) – No (absence of underperformance). 19.5% of schoolchildren have low performance in mathematical competences (see Table 2).

In this study, underperforming at Level 1, as aforementioned, represents the lowest level of competence or “lowest performers”, with scores in the range of 357.7–420.1.

The association between the dependent variable (performance in mathematical competencies) and the main independent variable (attendance in Early Childhood Education), under study had statistical differences (see Table 3), indicating that the association between the variables is weak to very weak.

Table 4
Attendance in Early Childhood Education (frequency and percentage).

Attendance in Early Childhood Education	Frequency	Percentage
No	1541	6.1
Yes, for one year or less	1982	7.8
Yes, for more than one year	21,411	84.6
No answer, no know, missing, invalid	379	1.5
Total	25,313	100.0

Source: This study has been development from PISA 2012 (Spanish sample).

Independent or exogenous variables

We consider a number of factors as possible determinants of the scores obtained by students: attendance and duration of Early Childhood Education, student learning strategies and teaching strategies. Then, we focus on operationalisation these variables.

Attendance in Early Childhood Education

Early Childhood Education attendance has been operationalised with respect to the number of years: (i) No attendance, (ii) Yes, for one year or less y (iii) Yes, for more than one year. Table 4 shows the descriptive characteristics (frequency and percentage) of the participants in the sample presented in the study. From the total number of Spanish students participating in PISA 2012 Early Childhood Education, 98.5% had attended for a period of at least one year.

Teaching strategies and the pupil

The analysis of the strategies used by students and teachers themselves was introduced for the first time in PISA 2012.

a) Strategies for student-centred learning in mathematics

The Spanish PISA 2012 report aims at analysing the issues that focus on knowing the frequency with which students use different strategies in their daily study. These strategies are classified as: (i) Control strategies: the pupil controls the learning process and determines at any time, what they already know and also what they need to know. (ii) Reflective-relationship strategies: the pupil reflects upon what they are studying and seeks to relate that knowledge to other subjects or to real life. (iii) Memorisation strategies: pupil-based learning, especially in memorising the concepts and also repeating the exercises in class.

It is a questionnaire consisting of four questions with three possible answers for each question, whereby the first response corresponds to control strategies, the second response corresponds to reflection-related strategies and the third response corresponds to memory strategies. [Table 5](#) shows the questionnaire on learning strategies in mathematics that are presented.

In relation to these strategies we noted: 26.9% consider most important the “Important Parts vs. Existing Knowledge vs. Learn by Heart”; 30.8% consider “Improve understanding the Improve Understanding vs. New Ways vs. Memory”; 34.8% considerer “Learning goals the Other Subjects vs. Learning Goals vs. Rehearse Problems”; 39.2% consider “Repeat examples the Repeat Examples vs. Everyday Applications vs. More Information”.

b) Teaching strategies

Teaching strategies can be classified according to the study in PISA 2012 ([MEC & OCDE, 2013a](#); [MEC & OCDE, 2013b](#)): traditional or teacher-led strategies, pupil-centred strategies, cognitive activation strategies and finally, formative assessment strategies.

In this study, we focus on the four strategies, as discussed in PISA 2012, which are analysed below.

b.1. Cognitive activation strategies

Cognitive activation strategies are those in which the student is the one who must first seek an answer to any questions that are posed in class. In these strategies, the teacher becomes both the assistant and the motivator, in instigating pupil curiosity, fostering the ability of a pupil to think and to seek alternative ways of solving the same problem and, ultimately, stimulating the critical capacity of the pupil.

Table 5

Questions included in the questionnaire on learning strategies for student-centred learning in mathematics.

For each group of three items, please choose the item that best describes your approach to mathematics.

Learning strategies – important parts vs. existing knowledge vs. learn by heart:

- When I study for a mathematics test, I try to work out what the most important parts to learn are.
- When I study for a mathematics test, I try to understand new concepts by relating them to things I already know.
- When I study for a mathematics test, I learn as much as I can off by heart.

Learning strategies – improve understanding vs. new ways vs. memory:

- When I study mathematics, I try to figure out which concepts I still have not understood properly.
- When I study mathematics, I think of new ways to get the answer.
- When I study mathematics, I make myself check to see if I remember the work I have already done.

Learning strategies – other subjects vs. learning goals vs. rehearse problems:

- When I study mathematics, I try to relate the work to things I have learnt in other subjects.
- When I study mathematics, I start by working out exactly what I need to learn.
- When I study mathematics, I go over some problems so often that I feel as if I could solve them in my sleep.

Learning strategies – repeat examples vs. everyday applications vs. more information:

- In order to remember the method for solving a mathematics problem, I go through examples again and again.
 - I think about how the mathematics I have learnt can be used in everyday life.
 - When I cannot understand something in mathematics, I always search for more information to clarify the problem.
-

Source: OECD Programme for International Student Assessment 2012 ([MEC & OCDE, 2013a,b](#)).

Strategies for the teaching of pupils and for cognitive activation represent the teaching that is based upon the constructivist paradigm.

The scale of cognitive activation was constructed using responses that gave pupils the frequency of a number of situations that occur with the teaching of mathematics by the teacher. The frequency scale is the Likert Scale (always or almost always, often, sometimes, never or rarely), which is derived from the psychometric scale proposed by [Baumert et al. \(2010\)](#). The questionnaire on cognitive activation strategies is presented in [Table 6](#).

In relation to these strategies we noted: (i) 23.8% apply often the “Teacher Encourages to Reflect Problems”. (ii) 23.5% sometimes apply “Gives Problems that Require to Think”. (iii) 23.3% sometimes apply “Asks to Use Own Procedures”. (iv) 24.6% sometimes

Table 6
Questions related to cognitive activation strategies.

Thinking about the mathematics teacher that taught your last mathematics class: How often does each of the following happen? (Please tick only one box in each row.)	Always or almost always	Often	Sometimes	Never or rarely
a) The teacher asks questions that make us reflect on the problem.				
b) The teacher gives problems that require us to think for an extended time.				
c) The teacher asks us to decide on our own procedures for solving complex problems.				
d) The teacher presents problems for which there is no immediately obvious method of solution.				
e) The teacher presents problems in different contexts so that students know whether they have understood the concepts.				
f) The teacher helps us to learn from mistakes we have made.				
g) The teacher asks us to explain how we have solved a problem.				
h) The teacher presents problems that require students to apply what they have learned to new contexts.				
i) The teacher gives problems that can be solved in several different ways.				

Source: This study has been development from PISA 2012 (Spanish sample) (MEC & OCDE, 2013a,b).

apply “Presents Problems with No Obvious Solutions”. (v) 24.6% often apply “Presents Problems in Different Contexts”. (vi) 21.8% often apply “Helps Learn from Mistakes”. (vii) 21.3% often apply “Asks for Explanations”. (viii) 22.9% often apply “What We Learned”. (ix) 25.1% often apply “Problems with Multiple Solutions”.

b.2. Teacher-directed instruction

Traditional teacher-led strategies are based on the lecture and repetition until students master the protocol resolution of those exercises or tasks or specific knowledge they have memorised. The teacher sets learning objectives globally for all students and indicates what they have to learn.

Teaching strategies of subtype Teacher-Directed Instruction are presented in Table 7. These strategies are evaluated through a Likert scale (Lesson, Most Lessons, Some Lessons, Never or Hardly Ever).

In relation to these strategies we noted: (i) 27.1% apply most lessons “Sets Clear Goals”. (ii) 22.0% apply some lessons “Encourages Thinking and Reasoning”. (iii) 26.2% apply every lessons “Checks Understanding”. (iv) 22.6% apply some lessons “Summarises Previous Lessons”. (v) 22.3% apply most lessons “Informs about Learning Goals”.

b.3. Student orientation

Teaching strategies that focus on the pupil recognise the heterogeneity among pupils in their learning strategies. Examples of student-centred teaching strategies: working in small groups, having different tasks for pupils

with disabilities or instructing pupils who perform tasks that require at least a week to resolve.

Teaching strategies of subtype Student Orientation are presented in Table 8. These strategies are evaluated through a Likert scale (lesson, most lessons, some lessons, never or hardly ever).

In relation to these strategies we noted: (i) 37.37% never or hardly ever apply “Differentiates between Students When Giving Tasks”. (ii) 36.9% never or hardly ever apply “Assigns Complex Projects”. (iii) 33.6% never or hardly ever apply “Has Students Work in Small Groups”. (iv) 38.1% never or hardly ever apply “Has Students Work in Small Groups”. (v) 35% never or hardly ever apply “Plans Classroom Activities”.

b.4. Formative assessment

Formative assessment strategies are related to intensive practices such as, checking the workbooks of pupils, making written comments on the work of pupils in addition to scores, or observing pupils when they work and making appropriate comments.

Teaching strategies of the subtype Student Orientation are presented in Table 9. These strategies are evaluated through a Likert scale (lesson, most lessons, some lessons, never or hardly ever).

With respect to Formative Assessment, we note: 24.1% apply some lessons “Gives Feedback”. (ii) 24.6% apply never or hardly Ever “Gives Feedback on Strengths and Weaknesses”. (iii) 22.1% apply some lessons “Informs about Expectations”. (iv) 20% apply some lessons “Tells How to Get Better”.

Table 7
Questions related to Teacher-Directed Instruction.

Thinking about the mathematics teacher that taught your last mathematics class: How often does each of the following happen? (Please tick only one box in each row.)	Lesson	Most lessons	Some lessons	Never or hardly ever
a) The teacher sets clear goals for our learning.				
b) The teacher asks me or my classmates to present our thinking or reasoning at some length.				
c) The teacher asks questions to check whether we have understood what was taught.				
d) At the beginning of a lesson, the teacher presents a short summary of the previous lesson.				
e) The teacher tells us what we have to learn.				

Source: This study has been development from PISA 2012 (Spanish sample) (MEC & OCDE, 2013a,b).

Table 8
Questions related to student orientation.

Thinking about the mathematics teacher that taught your last mathematics class: How often does each of the following happen? (Please tick only one box in each row.)	Lesson	Most lessons	Some lessons	Never or hardly ever
a) The teacher gives different work to classmates who have difficulties learning and/or to those who can advance faster.				
b) The teacher assigns projects that require at least one week to complete.				
c) The teacher has us work in small groups to come up with joint solutions to a problem or task.				
d) The teacher asks us to help plan classroom activities or topics.				

Source: This study has been development from PISA 2012 (Spanish sample) (MEC & OCDE, 2013a,b).

Table 9
Questions related to formative assessment.

Thinking about the mathematics teacher that taught your last mathematics class: How often does each of the following happen? (Please tick only one box in each row.)	Lesson	Most lessons	Some lessons	Never or hardly ever
a) The teacher asks questions to check whether we have understood what was taught.				
b) The teacher gives me feedback on my strengths and weaknesses in mathematics.				
c) The teacher tells us what is expected of us when we get a test, quiz or assignment.				
d) The teacher tells me what I need to do to become better in mathematics.				

Source: This study has been development from PISA 2012 (Spanish sample) (MEC & OCDE, 2013a,b).

Data analysis

In order to predict the occurrence of low performance, based on a set of predictor variables, we opted for a binary logistic regression analysis (Logistic Probability Unit) (Method = Enter). We believe that this technique is best suited to meet the objective of the research and the nature of the dependent variable (nominal – bivariate), underperforming versus non-underperforming (Level 1)

in mathematical competences in PISA 2012. The considered predictor variables are: attendance in Early Childhood Education, learning strategies used by pupils and teaching strategies.

Result

The results of the binary logistic regression analysis are presented in Table 10. Such results inform us of

Table 10

Influence of factors of attendance in Early Childhood Education and the strategies of the student and the teacher him/herself low performance affecting mathematical competencies in PISA 2012 (β Exp (β)) and the degree of significance statistical.

Factors	Performance affecting mathematical competencies in PISA 2012
<i>Attendance in Early Childhood Education</i>	-.595 (.551)***
<i>Learning strategies of the student</i>	
Important parts vs. existing knowledge vs. learn by heart	.197 (1.218)***
Improve understanding vs. new ways vs. memory	.207 (1.230)***
Other subjects vs. learning goals vs. rehearse problems	-.103 (.902)***
Repeat examples vs. everyday applications vs. more information	.058 (1.060)**
<i>Learning strategies teacher</i>	
<i>Cognitive activation</i>	
Teacher encourages to reflect problems	-.113 (.893)***
Gives problems that require to think	-.149 (.861)***
Asks to use own procedures	-.133 (.875)***
Presents problems with no obvious solutions	.031 (1.032) n.s.
Presents problems in different contexts	.118 (1.125)***
Helps learn from mistakes	-.103 (.902)***
Asks for explanations	-.085 (.919)***
Apply what we learned	.243 (1.276)***
Problems with multiple solutions	.093 (1.097)***
<i>Teacher direct instruction</i>	
Sets clear goals	.166 (.028)***
Encourages thinking and reasoning	-.317 (.023)*
Checks understanding	.033 (.024) n.s.
Summarises previous lessons	-.082 (.022)***
Informs about learning goals	-.080 (.023)***
<i>Student orientation</i>	
Differentiates between students when giving tasks	-.141 (.022)***
Assigns complex projects	-.216 (.024)***
Has students work in small groups	-.163 (.024)***
Plans classroom activities	-.288 (.025)***
<i>Formative assessment</i>	
Gives feedback	-.115 (.891)***
Gives feedback on strengths and weaknesses	-.135 (.874)***
Informs about expectations	-.050 (.952)*
Tells how to get better	-.138 (.871)***

Source: This study has been development from PISA 2012 (Spanish sample) (MEC & OCDE, 2013a,b).
n.s. non-significant.

* $\rho < 0.1$.

** $\rho < 0.05$.

*** $\rho < 0.01$.

the predisposition of attendance factors in Early Childhood Education, learning strategies used by pupils, and teaching strategies used by teachers on underperforming (Level 1) in mathematical competencies in PISA 2012. When the values of Exp (β) are greater than 1 (i.e. $\beta > 0$), the ratio between the probabilities of underperformance grows with the variables, and equivalently high values of these variables suggest a greater tendency to underperformance in mathematical competencies. If, conversely, if the values of Exp (β) are less than 1 (i.e. $\beta < 0$), the ratio of the probabilities of underperformance decreases when the analysed variables are increased, and equivalently high values of these factors suggest a lower tendency towards underperformance in mathematical competencies.

Attendance in Early Childhood Education is the variable that has greater predictive value compared to the other analysed [$\beta = -.595$; $\rho < .001$].

Regarding the strategies used by the pupils themselves there are “Improve Understanding strategies vs. New Ways strategies vs. Memorisation strategies”, which have the greatest capacity of all to augment potential [$\beta = .207$; $\rho < .001$].

Regarding teaching strategies in each of the subtypes, the following variables are included: (a) Cognitive activation: “Apply what we learned” [$\beta = .243$; $\rho < .001$]. (b) Teacher direct instruction: “Sets Clear Goals” [$\beta = .166$; $\rho < .001$]. (c) Student orient: “Assigns complex projects” [$\beta = -.216$; $\rho < .001$]. (d) Formative assessment: “Gives feedback on strengths and weaknesses” [$\beta = -.135$; $\rho < .001$].

Not all variables have the same impact on the tendency towards the probability of underperformance in mathematical competencies in PISA 2012. The probability of underperformance in mathematical competencies in PISA 2012 augments significantly with the following variables: (i) Pupil Learning strategies: “Important Parts vs. Existing Knowledge vs. Learn by Heart”, “Improve Understanding vs. New Ways vs. Memory” and “Repeat Examples vs. Everyday Applications vs. More Information”. (ii) With respect to Teaching methods employing cognitive activation strategies, we can foreground: “Presents problems in different contexts and Apply what we learned” and “Problems with multiple solutions”.

The probability of underperformance in mathematical competencies in PISA 2012 attenuates significantly with the following variables: (i) Attendance in Early Childhood Education. (ii) With respect to student learning strategies such as “Other Subjects vs. Learning Goals vs. Rehearsal of Problems”. (iii) With respect to Teaching strategies: (a) *Cognitive activation*: “Teacher encourages

to reflect problems”, “Gives problems that require to think”, “Asks to use own procedures”, “Helps learn from mistakes” and “Asks for explanations”. (b) *Teacher direct instruction*: “Encourages thinking and reasoning”, “Summarises previous lessons and Informs about learning goals”. (c) *Student orientation*: “Differentiates between students when giving tasks”, “Assigns complex projects” and “Has students work in small groups y plans classroom activities”. (d) *Formative assessment*: “Gives feedback”, “Gives feedback on strengths and weaknesses”, “Informs about expectations” and “Tells how to get better”.

The analysis of binary logistic regression permits a correct classification of pupils who show underperformance in mathematical competencies and those without underperformance in mathematical competencies, particularly in relation to: (i) Attendance in Primary Education at 81.2%; (ii) Pupil learning strategies at 81.4%; (iii) Well-defined with respect to teaching strategies: (a) Cognitive activation strategies at 81.6%, (b) Teacher Directed Instruction at 81.4%, (c) Student Orientation at 81.5% and (d) Formative assessment at 81.3%.

Discussion and conclusions

The aim of this study was to identify which factor has more predictive ability with respect to underperformance in mathematical competencies. For this purpose, two factors were selected whose occurrence in the life of the pupil occurs at two different stages. The first stage is attendance in Early Childhood Education (the initial stage of the Education System). The second stage is related to the use of strategies by the pupils themselves and by teaching strategies linked to the secondary stage of education.

The results of the analysis of binary logistic regression clearly show that the factor with the greater predictive capability of the probability of underperformance is attendance in Early Childhood Education, having a significantly greater probability than the other variables which were analysed in this study.

These results link with the results that were obtained by other researchers that impinge upon the association between underperformance in mathematical competencies and attendance in Early Childhood Education (see Hindman, 2013; Lehrl et al., 2016; Temple & Reynolds, 2015).

Furthermore, predictive variables do exist that are related to the use of learning strategies and mathematical competencies (see Ramirez, Chang, Maloney, Levine, & Beilock, 2016). Ramirez et al. (2016) condition the

use of strategies for the pupil with respect to other variables, such as anxiety, which escapes from the object of this study. In particular, the results of the Spanish National Institute of Educational Evaluation (INEE) itself, suggest that teaching strategies contribute negatively to performance in mathematics, while the learning strategies of pupils have a positive impact.

Notwithstanding, we completed this research, but note that we have found that, to the best of our knowledge, there are no studies that analyse and compare the predictive ability of the three factors in an interrelated manner (attending Early Childhood Education, learning strategies of pupils and teaching strategies). Hence, the obtained results cannot be compared with other evidence. However, the originality and novelty of the data and the contribution of this study to this field of knowledge are all noteworthy.

This study confirms that attendance in Early Childhood Education is the variable that has greater predictive capacity of underperforming in mathematical competencies in PISA 2012. These data complement the aforementioned data in considering that Early Childhood Education provides the prerequisite skills upon which will be established a good foundation for further learning. But, with respect to the acquisition (or deficiency thereof) of the prerequisite skills, they cannot be exclusively associated with underperformance in mathematical competencies in Secondary Education.

Programmes in Primary School can be designed to provide special attention for children who did not attend programmes of Early Childhood Education, in order to prevent social inequalities in academic performance that are noted in several studies within the body of literature, see, for example: Cebolla Boado (2012), Garrido and Cebolla Boado (2010) or Segretin et al. (2014).

At the same time, it is necessary to aim at a good quality of Early Childhood Education, that shall provide evidence of whether it is solely the attendance, or of it is solely the quality of the education that permits the prediction of performance in later stages.

Furthermore, bet on a stage of quality Early Childhood Education is important to employ a psycho-educational design for Secondary Education programmes that focus on the use of learning strategies by the pupil. Teachers also decide what strategies to use, what role these strategies they will play in the class, and especially that which strategy is to be used, as needed. Thus, cognitive activation strategies, for example, represent just one facet of the recommended strategies for the development of mathematical competencies (OECD, 2013c). The effectiveness of strategies is linked to numerous variables, such as the structuring of the

contents, classroom climate or level of anxiety that motivates the student towards mathematics.

In this study, we have not considered variables that are intrinsic to the pupils themselves (for example, self-efficacy, anxiety, motivation, etc.) that can explain the use of strategies by the pupils. That is why, in future studies, structural equation modelling techniques can be developed and include these variables. The results, for example, of the study by Kriegbaum, Jansen, and Spinath (2015) confirm that motivation plays a very important role in predicting academic performance.

It is also important, as a potential future line of research, to compare the results obtained in this study using the Spanish sample, with those results that have been obtained in other cultures. Zhang, Khan, and Tahirsylaj (2015) suggest that culture is an important predictor when comparing and contrasting different school systems.

Funding

This study was completed during the research stay, conducted in July 2016 at the Spanish National Institute for Educational Evaluation (INEE), under the auspices of the Spanish Ministry of Education, Culture and Sport (MECD).

Conflict of interest

The authors have no conflicts of interest to declare.

References

- Ahmed, W., Minnaert, A., Kuyper, H., & Van der Werf, G. (2012). Reciprocal relationships between math self-concept and math anxiety. *Learning and Individual Differences, 22*(3), 385–389.
- Arteaga, I., Humpage, S., Reynolds, A. J., & Temple, J. A. (2014). One year of preschool or two – Is it important for adult outcomes? Results from the Chicago longitudinal study of the child-parent centers. *Economics of Education Review, 40*, 221–237.
- Baumert, J., Kunter, M., Blum, W., Brunner, M., Voss, T., Jordan, A., et al. (2010). Teachers' mathematical knowledge, cognitive activation in the classroom, and student progress. *American Educational Research Journal, 47*(X), 133–180.
- Bryant, D. P., Bryant, B. R., Gersten, R., Scammacca, N., & Chavez, M. M. (2008). Mathematics intervention with first- and second-grade students with mathematics difficulties: The effects of tier intervention delivered as booster lessons. *Remedial and Special Education, 29*, 20–32.
- Callejo, M., & Vila, A. (2009). Approach to mathematical problem solving and students' belief systems: Two case studies. *Educational Studies in Mathematics, 72*(1), 111–126.
- Cebolla Boado, H. (2011). Primary and secondary effects in the explanation of immigrants' educational disadvantage. *British Journal of Sociology, 32*, 407–430.
- Cebolla Boado, H. (2012). *La incorporación escolar de la población de origen inmigrante y el impacto de la concentración de inmigrantes en las escuelas navarras*. Navarra: Departamento de Políticas Sociales, Sección de Atención a la Inmigración, Gobierno de Navarra.
- Chionh, Y. H., & Fraser, B. J. (2009). Classroom environment, achievement, attitudes and self-esteem in geography and mathematics in Singapore. *International Research in Geographical and Environmental Education, 18*, 29–44.
- Garrido, L., & Cebolla Boado, H. (2010). Rendimiento académico y concentración de inmigrantes en las escuelas españolas: PISA 2006. *Presupuesto y Gasto Público, 61*, 159–176.
- Geary, D. C., Hamson, C. O., & Hoard, M. K. (2000). Numerical and arithmetical cognition: A longitudinal study of process and concept deficits in children with learning disability. *Journal of Experimental Child Psychology, 77*(3), 236–263.
- Grissmer, D. W., Mashburn, A. J., Cottone, E., Chen, W. B., Brock, L. L., Murrain, W. M., et al. (2013). Play-based after-school curriculum improves measures of executive function, visuo spatial and math skills, and classroom behavior for high risk K-1 children. In *Paper presented at the meeting of the Society for Research in Child Development*
- Heckman, J. J. (2006). Skill formation and the economics of investing in disadvantaged children. *Science, 312*, 1900–1902.
- Hindman, A. H. (2013). Mathematics instruction in Head Start: Nature, extent, and contributions to children's learning. *Journal of Applied Developmental Psychology, 34*, 230–240.
- Jordan, N. C., Glutting, J., & Ramineni, C. (2010). The importance of number sense to mathematics achievement in first and third grades. *Learning and Individual Differences, 20*(2), 82–88.
- Karoly, L., Kilburn, M. R., & Cannon, J. S. (2005). *Early childhood interventions: Proven results, future promise*. Santa Monica: RAND Corporation.
- Kriegbaum, K., Jansen, M., & Spinath, B. (2015). Motivation: A predictor of PISA's mathematical competence beyond intelligence and prior test achievement. *Learning and Individual Differences, 43*, 140–148.
- Lehrl, S., Klucznioka, K., & Roszbachba, H. G. (2016). Longer-term associations of preschool education: The predictive role of preschool quality for the development of mathematical skills through elementary school. *Early Childhood Research Quarterly, 36*, 475–488.
- Mazzocco, M., & Thompson, R. (2005). Kindergarten predictors of math learning disability. *Learning Disabilities Research and Practice, 20*, 142–155.
- MEC, & OCDE (Eds.). (2013a). *PISA 2012, Programa para la Evaluación Internacional de los Alumnos. Informe Español, Volumen I: Resultados y contexto*. Madrid: MEC-OECD.
- MEC, & OCDE (Eds.). (2013b). *Marcos y pruebas de evaluación de PISA 2012. Resolución de problemas*. Madrid: MEC-OECD.
- OECD. (2013a). *PISA 2012 results, excellence through equity: Giving every student the chance to succeed (volume II)*. Paris: OECD Publishing.
- OECD. (2013b). *PISA 2012 results: What makes schools successful? Resources, policies and practices (Volume IV)*. Paris: OECD Publishing.
- OECD. (2013c). *PISA 2012 Assessment and analytical framework: Mathematics, reading, science, problem solving and financial literacy*. Paris: OECD Publishing.
- Ramirez, G., Chang, H., Maloney, E. A., Levine, S. C., & Beilock, S. L. (2016). On the relationship between math anxiety and math

- achievement in early elementary school: The role of problem solving strategies. *Journal of Experimental Child Psychology*, 141, 83–100.
- Rosario, P., Lourenço, A., Paiva, M. O., Núñez, J. C., González-Pianda, J. A., & Valle, A. (2012). Autoeficacia y utilidad percibida como condiciones necesarias para un aprendizaje académico autorregulado. *Anales de Psicología*, 28(1), 37–42.
- Sánchez, B. (2014). *Deberes escolares, motivación y rendimiento en el área de matemáticas*. A Coruña: Universidad de A Coruña (Tesis doctoral inédita).
- Segretin, M. S., Lipina, S. J., Hermida, M. J., Sheffield, T. D., Nelson, J. M., Espy, K. A., et al. (2014). Predictors of cognitive enhancement after training in preschoolers from diverse socioeconomic backgrounds. *Frontiers in Psychology*, 5, 205.
- Sylva, K., Sammons, P., Chan, L. L. S., Melhuish, E., Siraj, I., & Taggart, B. (2013). The effects of early experiences at home and pre-school on gains in English and mathematics in primary school: A multilevel study in England. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 16, 277–301.
- Taskin, N., & Tugrul, B. (2014). Investigation preschool teacher candidates' mathematics literacy self-sufficiency beliefs in various variables. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 116, 3067–3071.
- Temple, J. A., & Reynolds, A. J. (2015). Using cost-benefit analysis to scale up early childhood programs through Pay for Success financing. *Journal of Benefit-Cost Analysis*, 6, 628–653.
- Touron, J., Hernández, L., Morera, M., & Asencio, E. (2012). Alumnos de alto, medio y bajo rendimiento en matemáticas en TIMSS. Estudio del impacto de algunos factores de contexto. En Instituto Nacional de Evaluación Educativa. In *PIRLS – TIMSS 2011. Estudio Internacional de progreso en comprensión lectora, matemáticas y ciencias. IEA Volumen ii: Informe español. Análisis secundario*. pp. 195–236. Madrid: Instituto Nacional de Evaluación Educativa.
- Zhang, L., Khan, G., & Tahirsylaj, A. (2015). Student performance, school differentiation and world cultures: Evidence from PISA 2009. *International Journal of Educational Development*, 42, 43–53.



Disponible en www.sciencedirect.com

Acta de Investigación Psicológica
Psychological Research Records

Acta de Investigación Psicológica 7 (2017) 2618–2626

www.psicologia.unam.mx/acta-de-investigacion-psicologica/



Original

Validez y confiabilidad de la Escala de Percepción de Riesgo de Deslave en la Ciudad de México

Validation and reliability of the Scale of Landslide Risk Perception in Mexico City

Octavio Salvador-Ginez^{a,*}, Patricia Ortega Andeane^a, Sofía Rivera Aragón^a
y Ricardo García-Mira^b

^a Universidad Nacional Autónoma de México, Ciudad de México, México

^b Universidade da Coruña, A Coruña, España

Recibido el 14 de abril de 2015; aceptado el 4 de julio de 2016

Disponible en Internet el 14 de diciembre de 2016

Resumen

El objetivo del estudio fue generar un instrumento confiable y válido que permita evaluar la percepción del riesgo de deslave en habitantes de asentamientos urbanos vulnerables a riesgos geológicos en la ciudad de México. Se construyó una escala conformada por 9 reactivos con 5 opciones de respuesta; para obtener las propiedades psicométricas óptimas se aplicó a 217 habitantes de entre 18 y 86 años de edad, 126 mujeres y 91 hombres. El análisis de la estructura factorial y la confiabilidad proporcionan una escala final constituida por 6 reactivos organizados en 2 factores, con apropiados índices de bondad de ajuste. Se concluye que la Escala de Percepción de Riesgo de Deslave proporciona información relevante para la toma de decisiones ante fenómenos naturales extremos en la ciudad de México.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Palabras clave: Percepción de riesgo; Riesgo ambiental; Deslaves; Desastres; Análisis factorial confirmatorio de segundo orden

Abstract

The main objective of this study was to develop a valid and reliable scale that assessed the risk perception in urban settlements vulnerable to geological hazards in Mexico City. The scale included 9 items with 5 optional answers. In order to obtain optimum psychometric properties, the scale was applied to 217 inhabitants between the ages of 18 and 86, from which 126 were women and 91 men. The analysis of factorial structure and the reliability provide a final scale made up from 6 items organized in 2 factors with satisfactory goodness of fit ($df = 8$; $\chi^2 = 14.138$; $P = .078$; $CFI = .990$; $RMSEA = .060$). It is concluded that the Scale of Landslide Risk Perception provides relevant information for decision-making to extreme natural phenomena in Mexico City.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Keywords: Risk perception; Environmental hazard; Landslides; Disaster; Second-order CFA

* Autor para correspondencia. Mtro. Octavio Salvador Ginez. Edificio D, piso 4 cub. 202. Facultad de Psicología, Avenida Universidad 3004, colonia Copilco Universidad. C.P. 04510, Delegación Coyoacán. México, D.F. México. Teléfono: (04455) 21525399.

Correo electrónico: octaviosagiez@comunidad.unam.mx (O. Salvador-Ginez).

La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad Nacional Autónoma de México.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.aiprr.2016.11.006>

2007-4719/© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Durante las últimas décadas el impacto que han tenido en la sociedad los desastres naturales y tecnológicos ha sobrepasado los intentos de las instituciones gubernamentales por reducir la vulnerabilidad de determinados grupos sociales que involuntariamente se exponen a amenazas con potencial catastrófico. En este sentido, la evaluación de la percepción de los riesgos naturales se ha vuelto necesaria no solo para explicar el fenómeno en su dimensión psicológica y social, sino que también ha sido importante para estudiar los comportamientos individuales y colectivos que están relacionados con la ocurrencia de los desastres. En el contexto de los riesgos ambientales a los que se encuentran expuestos ciertos grupos y comunidades en asentamientos irregulares, la medición del riesgo ha intentado sistematizar la estimación y la evaluación de la amenaza.

En este sentido, la investigación de la percepción del riesgo se ha desarrollado a partir del trabajo pionero sobre el riesgo-beneficio (Starr, 1969), en el que la aceptación psicológica del riesgo se deriva de la influencia de las autoridades y el dogma sobre los propios riesgos. Bajo este principio, se ha definido la percepción del riesgo como una evaluación subjetiva de la probabilidad de ser víctimas de un tipo determinado de evento y la magnitud de sus consecuencias (Sjöberg, Moen y Rundmo, 2004) y que puede diferir de la probabilidad objetiva y real de ocurrencia de un fenómeno (Campbell, 2006); otros autores van más allá al afirmar que esta percepción es una interpretación construida resultado de un proceso social (Kasperson y Kasperson, 1996; Kasperson et al., 1988; Kasperson, Kasperson, Pidgeon y Slovic, 2003) y de prejuicios culturales (Douglas y Wildavsky, 1983). En este punto, la definición de riesgo *per se* debe ser entendida como la combinación de elementos objetivos y subjetivos en la que está en juego un valor humano determinado y donde el resultado de una amenaza es incierto (Rosa, 2003; Sjöberg et al., 2004) y en donde las creencias, actitudes, juicios y sentimientos, así como los valores y disposiciones sociales y culturales que las personas adoptan hacia los riesgos y sus beneficios, son la base de la percepción del riesgo.

En este sentido, la literatura sobre percepción del riesgo está dominada por al menos 5 modelos: el paradigma psicométrico (Slovic, Fischhoff y Lichtenstein, 1986), el paradigma de los modelos mentales (Morgan, Fischhoff, Bostrom y Altman, 2002), la teoría cultural (Douglas y Wildavsky, 1983), el marco de la amplificación social del riesgo (Kasperson et al., 2003; Sjöberg, 2000; Wahlberg, 2001) y el modelo básico de percepción del riesgo (Sjöberg, 1993); este último surge como un paradigma alternativo al enfoque psicométrico (Sjöberg, 1996a) y cuyo análisis del riesgo

incorpora y amplía las dimensiones psicométricas y explica mayor variación de la percepción del riesgo (Sjöberg y Drottz-Sjöberg, 1994) a partir de factores como actitud, sensibilidad, miedo específico, confianza (Sjöberg, 1992, 1995, 1996b) y valor moral sobre el riesgo (Sjöberg y Drottz-Sjöberg, 1993).

La investigación de la percepción del riesgo se ha evaluado en docenas de estudios y para diferentes propósitos. En este sentido, los riesgos no son una categoría unificada, debido a que existen los que son aceptados por la población por resultar normales y sin efectos devastadores, y los denominados como eventos extremos (Basili, 2006; Bier, Haimés, Lambert, Matalas y Zimmerman, 1999; Lambert, Matalas, Ling, Haimés y Li, 1994; Olsen, Lambert y Haimés, 1998), como los desastres y catástrofes que se caracterizan por la baja probabilidad de ocurrencia (Basili, 2006) pero con graves consecuencias para la sociedad (Bier et al., 1999).

Cuando se habla de desastres, por lo general se hace referencia a una situación compleja y para la cual no existen mecanismos psicológicos y sociales que permitan la aceptabilidad como vía para el ajuste; por el contrario, las pérdidas se maximizan y los beneficios de la exposición a una determinada amenaza se ven comprometidos por la magnitud del impacto negativo del fenómeno. Sin embargo, con el riesgo pasa lo contrario, ya que desde el punto de vista económico, a largo plazo este contiene la posibilidad de un resultado positivo, es decir, un beneficio, lo que incluso puede ser deseable (Renn, 1998; Rosa, 2003).

Por ejemplo, en la literatura se reporta que cuando las personas tienen creencias *new age*, tienden a ser escépticos hacia los riesgos tecnológicos (Sjöberg y Wahlberg, 2002), ante amenazas tecnológicas o naturales (Gierlach, Belsher y Beutler, 2010); la percepción de riesgos también está determinada por el grado de preparación que los individuos deben tener para enfrentar de manera efectiva los peligros y catástrofes (Rochford y Blocker, 1991) y en algunos casos demuestran optimismo ante nuevos riesgos (Costa-Font, Mossialos y Rudisill, 2009).

En el caso de los riesgos ambientales, se ha encontrado que la percepción del riesgo está en función del nivel de exposición a la amenaza, el tiempo de residencia en la zona que influye en la memoria histórica, el nivel de conciencia del peligro y la afectación del desastre en la vida común de la región (Huang, Sun, Ban y Bi, 2010; Njome, Suh, Chuyong y de Wit, 2010; Salvador, 2013), la preferencia e incertidumbre ante la amenaza, como por ejemplo ante las inundaciones (Hung, 2009), así como la aceptación, afrontamiento y adaptación (Lamond, Proverbs y Hammond, 2009) de los riesgos debido a la familiaridad, la evaluación de costos/beneficios y la

percepción de que el impacto no es catastrófico y puede ser controlado (Figueiredo, Valente, Coelho y Pinho, 2009). En este sentido, las personas que viven donde son frecuentes las avalanchas tienen una percepción de riesgo más alta con respecto a las personas que viven en zonas menos afectadas (Leiter, 2011); en el caso de la contaminación del suelo, la confianza se deriva de la evaluación pública entre expertos y no expertos más que de la amenaza por sí misma (Eiser, Stadford, Henneberry y Catney, 2009; Vandermoere, 2008). Por otro lado, las variaciones de la estructura física de un entorno natural influyen sobre la percepción del peligro, el miedo y la preferencia por el riesgo (Andrews y Gatersleben, 2010).

Si bien los componentes de la percepción del riesgo son múltiples y su explicación está condicionada a los objetivos de la investigación y al fenómeno de estudio, se ha demostrado que el estigma (Flynn, Peters, Mertz y Slovic, 1998), la indignación, la aceptabilidad del riesgo (Kasperson, 1983), la exposición a una amenaza (Sjöberg, 2000), la confianza (Cvetkovich y Löfstedt, 1999; Siegrist, Cvetkovich y Roth, 2000) y la preferencia (Slovic, Fischhoff, Lichtenstein, Corrigan y Combs, 1977) son variables que la literatura reporta y explica de una manera amplia acerca de la percepción del riesgo en diversas circunstancias ante una amenaza.

Ante el panorama antes descrito, es importante mencionar que la percepción del riesgo ambiental se ha evaluado en fenómenos como las erupciones volcánicas (Fulton, 2004), y los relacionados a los deslizamientos de laderas (deslaves) se han investigado a partir de unos cuantos estudios y siempre relacionados a otros fenómenos como el riesgo volcánico (López-Vázquez, 2009; Njome et al., 2010; Dibben, 2008), las inundaciones (Miceli, Sotgiu y Settanni, 2008; Wagner, Gossauer, Moosmann, Gropp y Leonhart, 2007), la urbanización y los sismos (Mansilla, 2000), las lluvias (Cuanalo, Quezada, Aguilar, Olivan y Barona, 2006) y estudios técnico-geológicos sobre vulnerabilidad (Londoño, 2007; Smyth y Royle, 2000; Anderson et al., 2011, Alcántara-Ayala, 2000; Bonachea, 2006). También se ha evaluado la percepción del riesgo relacionada al afrontamiento (López-Vázquez y Marván, 2004) y los deslaves (Hernández-Moreno y Alcántara-Ayala, 2016; Landeros-Mugica, Urbina-Soria y Alcántara-Ayala, 2016; Saldaña, 2003; Salvador, 2013).

El presente estudio tuvo como objetivo desarrollar medidas psicológicas válidas y confiables que contribuyan a profundizar la evaluación y explicación de la percepción de riesgo de deslaves para conocer y describir las variables y factores que influyen en la aceptación del riesgo, así como evaluar los efectos sociales y psicológicos que el fenómeno tiene sobre la población que

vive en zonas vulnerables en la ciudad de México, y que permita eventualmente hacer un diagnóstico del grado de adaptación al peligro para determinar la probabilidad de que las personas decidan asumir conductas de mitigación ante un desastre.

Método

Participantes

La muestra del estudio fue no probabilística y estuvo conformada por 217 personas mayores de edad, 126 mujeres (58.1%) y 91 hombres (41.9%), entre 18 y 86 años de edad, con una media de 33.56 años y una desviación estándar de 13.24 años. A todos los participantes se les pidió su consentimiento informado para participar en el estudio y estuvieron de acuerdo en participar.

Procedimiento

El levantamiento de los datos se realizó a lo largo de 7 meses (octubre de 2014 a abril de 2015) en colonias de los municipios de Chimalhuacán, Chicoloapan, Ecatepec, Ixtapalapa, La Paz, Nezahualcóyotl, Texcoco (Estado de México) y las delegaciones Iztapalapa, Tláhuac, Coyoacán (Ciudad de México). Los criterios de entrevista fueron que los participantes tuvieran mínimo 18 años, supieran leer y escribir y que la colonia estuviera clasificada en zona de riesgo geológico de deslizamientos (PAOT, 2010a, 2010b, 2010c; GDF, 2011). La muestra del estudio quedó conformada por 504 participantes, a quienes se entrevistó en la puerta de la casa y se les informó que podían dar por concluida la entrevista en el momento que desearan.

Para llevar a cabo los análisis estadísticos se realizó la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov ($\alpha < 0.05$). Como los datos de la muestra no cumplían el criterio de normalidad, se decidió la exclusión de los cuestionarios reportados como valores extremos y se obtuvo una muestra dentro de la muestra a través del proceso de aleatorización en el paquete estadístico SPSS versión 22. La muestra final constó de 217 personas.

Resultados

Análisis factorial exploratorio

La Escala de Percepción de Riesgo de Deslave (EPRD) evalúa la probabilidad de que las personas infieren sobre la ocurrencia de un deslave, de acuerdo con la información del medio ambiente y el contacto social, así

Tabla 1
Correlación producto momento de Pearson entre los reactivos

	PR1	PR2	PR3	PR4	PR5	PR6	PR7	PR8	PR9
PR1. Me preocupan los deslaves	–	0.665**	0.314**	0.408**	0.407**	0.455**	0.627**	0.394**	0.699**
RP2. Estamos en peligro por los deslaves		–	0.373**	0.407**	0.563**	0.332**	0.546**	0.489**	0.636**
PR3. Es incierto que ocurra un deslave			–	0.279**	0.327**	0.033	0.127**	0.295**	0.258**
RP4. Los deslaves son un riesgo real				–	0.590**	0.411**	0.345**	0.576**	0.380**
PR5. Puede ocurrir un deslave					–	0.349**	0.397**	0.626**	0.494**
RP6. En caso de un deslave me da miedo perder todo						–	0.651**	0.372**	0.511**
PR7. Temo que mi casa sea destruida por un deslave							–	0.437**	0.715**
PR8. En temporada de lluvias puede haber deslaves								–	0.534**
PR9. Me siento inseguro porque puede haber deslaves									–

** $p < 0.01$.

como la percepción del daño potencial sobre las personas.

La escala consideró un estudio previo del autor (Salvador, 2013), controlando que las condiciones sociales, demográficas y de vulnerabilidad de riesgo ambiental fueran similares a la primera. Previo a la aplicación de la escala, a los respondientes se les instruyó para que evaluaran el contexto donde viven a partir de la siguiente definición de *deslave*: «caída de tierra, piedra, lodo, basura en una ladera, barranca, mina o pendiente a causa de lluvias, granizadas, temblores y actividad humana que puede dañar casas y personas».

La EPRD constó de 9 reactivos que evalúan la frase estímulo «En donde vivo», con una escala de respuesta tipo Likert de 5 puntos pictográfica (siempre = 5, casi siempre = 4, a veces = 3, casi nunca = 2, nunca = 1).

En la muestra ($n = 217$), la variable evaluada se distribuye de forma normal de acuerdo con la prueba de Kolmogorov-Smirnov ($p = 0.200 > 0.05$); el análisis de cada uno de los reactivos muestra sesgo en las respuestas; por lo tanto, se decidió realizar el análisis factorial con los reactivos con sesgo.

Para el análisis de discriminación de reactivos se compararon los grupos altos y bajos a través de la prueba *t* de Student para muestras independientes, y se concluyó que los 9 reactivos discriminan de forma apropiada al resultar con una significación < 0.05 . Para evaluar el comportamiento interno de los reactivos se realizó un análisis de correlación producto-momento de Pearson (tabla 1), donde se observa que los reactivos están linealmente relacionados de forma moderada.

En el análisis factorial exploratorio se empleó el método de componentes principales; se utilizaron las pruebas de adecuación de muestreo Kaiser-Meyer Olkin y de esfericidad de Barlett para comparar las magnitudes de los coeficientes de correlación observados con las magnitudes de los coeficientes de correlación parcial,

que permiten realizar el análisis factorial ($KMO = 0.863$; $\chi^2 = 994.121$; $gl. = 36$; $sig. = 0.000$).

Se extrajeron los factores a partir de la rotación ortogonal (varimax) y seleccionaron los reactivos con carga factorial mayor a 0.50. Se eliminaron 3 reactivos (PR2, PR3, PR6) por presentar colinealidad en los factores extraídos.

La EPRD (tabla 2) consta de 6 reactivos con una confiabilidad alta ($\alpha = 0.860$) y 2 factores que en conjunto tienen una validez de constructo con suficiente nivel de explicación (varianza explicada = 76.139%).

El factor 1, denominado «pérdida estimada», cuenta con 3 reactivos con confiabilidad alta ($\alpha = 0.863$), que explica el 39.306% de la varianza. El factor evalúa la probabilidad que las personas asignan de perder bienes materiales y la seguridad de mantenerse a salvo ante un deslave.

El factor 2, denominado «probabilidad de daño», cuenta con 3 reactivos con confiabilidad alta ($\alpha = 0.816$), que explica el 36.834% de la varianza. El factor evalúa la probabilidad estimada de ocurrencia de un derrumbe.

Para evaluar la relación entre los factores de la escala se realizó análisis de correlación de Pearson entre los factores (tabla 3), en el cual se aprecia una relación significativa moderada.

Análisis factorial confirmatorio

Se realizó el análisis factorial confirmatorio (AFC) con el paquete estadístico SPSS AMOS versión 22. El objetivo fue determinar la validez de constructo del instrumento (Hair, Anderson, Tatham y Black, 1999). Para la estimación del ajuste del modelo se consideraron los siguientes estadísticos de bondad: chi-cuadrado (χ^2) y chi-cuadrado ajustada (χ^2/df), índice de bondad de ajuste (GFI), índice de bondad de ajuste corregido (AGFI), índice de ajuste comparativo (CFI), índice de ajuste normalizado (NFI) e índice Tucker-Lewis (TLI) que entre

Tabla 2
Análisis factorial de extracción de componentes principales con rotación varimax

Reactivo	Factor 1 Pérdida estimada	Factor 2 Probabilidad de daño	Total
PR7. Temo que mi casa sea destruida por un deslave	0.860	0.209	
PR9. Me siento inseguro porque puede haber deslaves	0.851	0.321	
PR1. Me preocupan los deslaves	0.835	0.240	
PR4. Los deslaves son un riesgo real	0.175	0.837	
PR5. Puede ocurrir un deslave	0.265	0.822	
PR8. En temporada de lluvias puede haber deslaves	0.311	0.794	
Alpha de Cronbach	0.863	0.816	0.860
% Varianza explicada	39.306	36.834	76.139

Tabla 3
Correlación producto momento de Pearson entre los factores

Factor	Pérdida estimada	Probabilidad de daño
Pérdida estimada	–	0.555**
Probabilidad de daño		–

** $p < 0.01$.

más próximos a 1 existe un buen ajuste del modelo (Brown, 2006; Hair et al., 1999), así como raíz cuadrada media del error de la aproximación (RMSEA) y residuo cuadrático promedio estandarizado (SRMR).

La chi-cuadrado normada resulta no significativa, lo que implica que las matrices observadas y las estimadas son estadísticamente iguales. En lo que respecta a los estadísticos de bondad de ajuste del AFC (tabla 4), estos son cercanos a 1, por lo que se concluye que el modelo ajusta (GF = 0.979; AGFI = 0.946; CFI = 0.990; TLI = 0.982), mientras que el valor obtenido en el RMSEA se considera como aceptable (RMSEA = 0.060) (Hair et al., 1999; Kenny, Kaniskan y McCoach, 2014); la medida absoluto de ajuste (SRMR), entre más próxima a valor cero, indica un ajuste perfecto (SRMR = 0.0220) (Arbuckle, 2010; Byrne, 2010; Hu y Bentler, 1999; Kenny, 2015; Kenny et al., 2014).

En la figura 1 se muestra la solución obtenida para el modelo de 2 factores mediante la aplicación del método de AFC. De acuerdo con Corral y Figueredo (1999) y Corral, Frías y González (2001), los pesos factoriales con cargas altas y significativas demuestran la validez de constructo convergente y los valores de las correlaciones entre factores indican validez discriminante de constructo, siempre y cuando estos valores sean menores a los pesos factoriales.

Es de resaltar que las cargas factoriales se ajustan con nitidez; en el primer factor del modelo se aprecia que la variable latente «Pérdida» está relacionada con cada uno de los indicadores cuyas cargas factoriales son altas (van de 0.78 a 0.90); para la segunda variable latente, «Daño»

(probabilidad de daño), se aprecian de igual manera una relación con cargas altas (van de 0.72 a 0.80).

Por otra parte, para estimar la fiabilidad de los indicadores con relación a las variables latentes en el AFC se recurre a la interpretación de las correlaciones múltiples al cuadrado (Hoyle, 1995; Raykov y Marcoulides, 2000; Schumacker y Lomax, 2004); el modelo nos indica que la variable latente «Pérdida» explica el 61, el 63 y el 82% de la varianza de las variables observadas («Me preocupan los deslaves», «Temo que mi casa sea destruida por un deslave» y «Me siento inseguro porque puede haber deslaves»), y el resto de la varianza para cada variable observada es explicada por el error de medición e6, e7 y e9, respectivamente.

Para la variable latente «Probabilidad de Daño», las variables observadas («Los deslaves son un riesgo real», «Puede ocurrir un deslave» y «En temporada de lluvias puede haber deslaves») explican el 52, el 63 y el 64% de la varianza, respectivamente, y el resto de la varianza para cada variable observada es explicada por el error de medición e4, e5 y e8.

En el AFC de segundo orden (fig. 1) se encontró que los 2 factores identificados de la percepción del riesgo tienen cargas factoriales de segundo orden consideradas como altas. Así mismo, y de acuerdo con lo sugerido por Hair et al. (1999), el análisis presenta índices adecuados de bondad de ajuste (tabla 4). Por lo tanto, los criterios para el ajuste del modelo son óptimos para los 6 reactivos de la EPRD y los 2 factores son viables para medir el constructo de la percepción del riesgo.

Discusión

Evaluar la percepción del riesgo de deslave en comunidades urbanas situadas en áreas de riesgo implica un desafío para explicar el fenómeno; por este motivo es sumamente importante contar con pruebas psicométricas con propiedades óptimas cuya validez convergente y discriminante permita demostrar que los constructos

Tabla 4
Índices de bondad de ajuste del análisis factorial confirmatorio (AFC)

Ajuste absoluto					Ajuste incremental					SRMR
χ^2	χ^2/df	GFI	AGFI	RMSEA	NFI	TLI	IFI	CFI	RMR	
14.138	1.767 (p=0.078)	0.979	0.946	0.060	0.978	0.982	0.990	0.990	0.038	0.0220

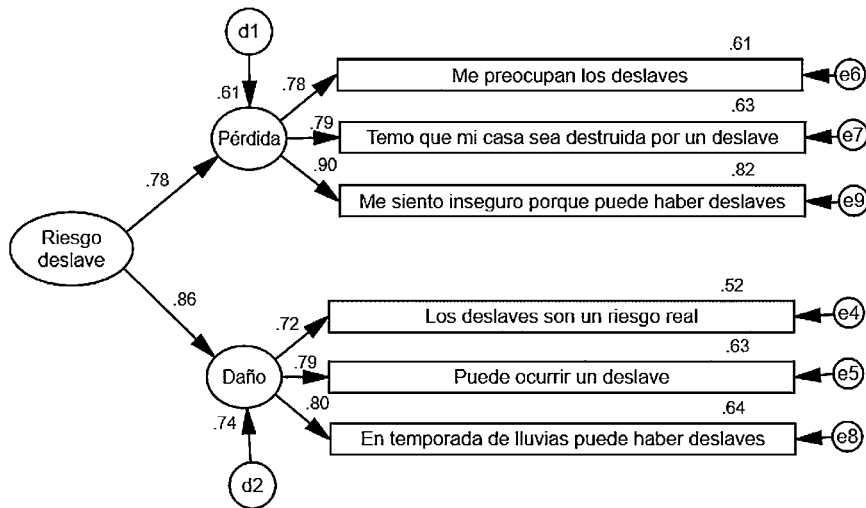


Figura 1. Análisis factorial confirmatorio de la Escala de Percepción de Riesgo de Deslave.

se agrupan en factores independientes. El AFC ratificó estos resultados, es decir, las pruebas de significación permiten determinar la validez de constructo mediante la especificación de los factores latentes.

Si bien el constructo de percepción de riesgo es amplio, la EPRD se concentra en 2 atributos de la percepción del riesgo fundamentados desde el costo/beneficio (Starr, 1969) implicado en la amenaza ambiental del deslave; es decir, la valoración del riesgo que las personas hacen sobre la amenaza está vinculada a la pérdida sobre los bienes (materiales, sociales, económicos) y, por otro lado, a la probabilidad de daño relacionada a los efectos de un deslave sobre la persona; ambas variables permiten una aproximación predictiva sobre la voluntariedad y aceptabilidad del riesgo (Sjöberg, 2000).

En este sentido, identificar la estructura interna del constructo permitió examinar el significado de cada factor que se está evaluando; el presente estudio demostró que al menos el modelo de 2 factores propuesto se ajusta a los criterios empíricos.

Cabe recalcar que la construcción y validación de la escala está asociada al contexto de la ciudad de México, y los hallazgos obtenidos constituyen un aporte relevante en virtud de que proporciona información acerca de las actitudes y cogniciones de las personas que conviven a diario con una amenaza natural como es un deslave.

La escala abre la oportunidad a desarrollar conocimiento que permita a los científicos sociales, tomadores de decisiones, gestores de riesgo ambiental, autoridades y responsables de políticas públicas diseñar criterios para programas de comunicación de riesgos, capacitación para la reducción y mitigación de riesgos en zonas habitacionales con riesgo de deslave, con la finalidad de que el riesgo deje de ser percibido por las personas como un fenómeno muy lejano en tiempo y distancia de suceder y se generen comunidades resilientes (Hernández-Moreno y Alcántara-Ayala, 2016) capaces de tomar decisiones de cara a una evacuación (Trumbo et al., 2016).

Sin embargo, se considera que el estudio tiene limitaciones al no evaluar otras variables sobre la percepción del riesgo como la incertidumbre y la indignación, e incluso el impacto mediático de los desastres (Alcántara-Ayala, 2014), que coadyuvan en la comprensión psicológica del fenómeno. Finalmente, debido al crecimiento urbano en la ciudad de México hacia las laderas, barrancas y áreas susceptibles de riesgo geológico, se propone el análisis del riesgo a través del modelamiento de ecuaciones estructurales de las variables latentes que permita establecer variables predictores en la población mexicana y la posible relación entre los dominios encontrados en esta escala con otras variables psicosociales relacionadas a la percepción del riesgo.

Financiación

Ninguna.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Referencias

- Alcántara-Ayala, I. (2000). Índice de susceptibilidad a movimientos del terreno y su aplicación a una región semiárida. *Revista Mexicana de Ciencias Geológicas*, 17(1), 66–75.
- Alcántara-Ayala, I. (2014). The spatial-temporal dimensions of landslide disasters. En A. Ismail-Zadeh, J. Urrutia Fucuguchi, A. Kijko, K. Takeuchi, y I. Zaliapin (Eds.), *Extreme Natural Hazards, Disaster Risks and Societal Implications* (pp. 61–76). Cambridge: Cambridge University Press. Disponible en: <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9781139523905.008>.
- Anderson, M. G., Holcombe, E., Blake, J. R., Ghesquire, F., Holm-Nielsen, N. y Tiguist Fisseha, T. (2011). Reducing landslides risk in communities: Evidences from eastern Caribbean. *Applied Geography*, 31, 590–599.
- Andrews, M. y Gatersleben, B. (2010). Variations in perceptions of danger, fear and preference in a simulated natural environment. *Journal of Environmental Psychology*, 30, 473–481.
- Arbuckle, J.L. (2010). SPSS, AMOS 19. *User's guide* [consultado 3 Ene 2016]. Disponible en: <http://amosdevelopment.com>
- Basili, M. (2006). A rational decision rule with extreme events. *Risk Analysis*, 26(6), 1721–1728.
- Bier, V. M., Haimes, Y. Y., Lambert, J. H., Matalas, N. C. y Zimmerman, R. (1999). A survey of approaches for assessing and managing the risk of extremes. *Risk Analysis*, 19(1), 83–94.
- Bonachea, J. (2006). *Desarrollo, aplicación y validación de procedimientos y modelos para la evaluación de amenazas, vulnerabilidad y riesgo debidos a procesos geomorfológicos [tesis doctoral no publicada]*. Universidad de Cantabria.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford Press.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. USA: Routledge.
- Campbell, S. (2006). Risk and the subjectivity of preference. *Journal of Risk Research*, 9(3), 225–242.
- Corral, V. y Figueredo, A. J. (1999). Convergent and divergent validity of three measures of conservation behavior: The multitrait-multimethod approach. *Environment & Behavior*, 31, 805–820.
- Corral, V., Frías, M. y González, D. (2001). *Análisis cuantitativos de variables latentes* Colección textos académicos. México: Universidad de Sonora.
- Costa-Font, J., Mossialos, E. y Rudisill, C. (2009). Optimism and the perception of new risk. *Journal of Risk Research*, 12(1), 27–41. <http://dx.doi.org/10.1080/13669870802445800>
- Cuanalo, O. A., Quezada, P., Aguilar, A., Oliván, A. M. y Barona, E. (2006). Sismos y lluvias, factores detonantes de deslizamiento de laderas en las regiones montañosas de Puebla, México. *e-Gnosis*, 4, 1–14.
- Cvetkovich, G., y Löfstedt, R. (Eds.). (1999). *Social Trust and the Management of Risk*. London: Earthscan.
- Dibben, C. J. L. (2008). Leaving the city for the suburbs — the dominance of ‘ordinary’ decision making over volcanic risk perception in the production of volcanic risk on Mt. Etna, Sicily. *Journal of Volcanology and Geothermal Research*, 172, 288–299.
- Douglas, M. y Wildavsky, A. B. (1983). *Risk and Culture: An Essay on the Selection of Technical and Environmental Dangers*. Berkeley: University of California Press.
- Eiser, J. R., Stafford, T., Henneberry, J. y Catney, P. (2009). “Trust me, I’m a scientist (not a developer)”: Perceived expertise and motives as predictors of trust in assessment of risk from contaminated land. *Risk Analysis*, 29(2), 288–297.
- Figueiredo, E., Valente, S., Coelho, C. y Pinho, L. (2009). Coping with risk: Analysis on the importance of integrating social perceptions on flood risk into management mechanisms — the case of the municipality of Águeda, Portugal. *Journal of Risk Research*, 12(5), 581–602.
- Flynn, J., Peters, E., Mertz, C. K. y Slovic, P. (1998). Risk, media, and stigma at rocky flats. *Risk Analysis*, 18(6), 715–727.
- Fulton, D. A. (2004). *Percepción de riesgo, afrontamiento y sesgos cognitivos: una comparación entre tres ciudades cercanas al volcán Popocatepetl [tesis de licenciatura no publicada]*. Puebla, México: Universidad de las Américas Puebla.
- Gobierno del Distrito Federal [GDF] (2011). Atlas de peligros naturales o riesgos de la delegación Tlalpan, México Distrito Federal.
- Gierlach, E., Belsher, B. y Beutler, L. (2010). Cross-cultural differences in risk perceptions of disasters. *Risk Analysis*, 30(10), 1539–1549.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. y Black, W. C. (1999). *Análisis multivariante*. Madrid: Prentice Hall Iberia.
- Hernández-Moreno, G. y Alcántara-Ayala, I. (2016). Landslide risk perception in Mexico: A research gate into public awareness and knowledge. *Landslides*, <http://dx.doi.org/10.1007/s10346-016-0683-9>. Disponible en: <http://link.springer.com/article/10.1007/s10346-016-0683-9>
- Hoyle, R. H. (1995). *Structural Equation Modeling: Concepts, Issues, and Applications*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Huang, L., Sun, K., Ban, J. y Bi, J. (2010). Public perception of blue-algae bloom risk in Hongze Lake of China. *Environmental Management*, 45, 1065–1075.
- Hung, H. C. (2009). The attitude towards flood insurance purchase when respondents’ preferences are uncertain: A fuzzy approach. *Journal of Risk Research*, 12(2), 239–258.
- Kasperson, J. X., Kasperson, R. E., Pidgeon, N. y Slovic, P. (2003). The social amplification of risk: Assessing fifteen years of research and theory. En N. Pidgeon, R. E. Kasperson, y P. Slovic (Eds.), *The Social Amplification of Risk* (pp. 13–46). United Kingdom: Cambridge University Press.
- Kasperson, R. (1983). Acceptability of human risk. *Environmental Health Perspectives*, 62, 15–20.
- Kasperson, R. E. y Kasperson, J. X. (1996). The social amplification and attenuation of risk. *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 545, 95–105.
- Kasperson, R. E., Renn, O., Slovic, P., Brown, H. S., Emel, J., Goble, R., et al. (1988). The social amplification of risk: A conceptual framework. *Risk Analysis*, 8(2), 177–187.
- Kenny, D. A. (2015). Measuring model fit [consultado 9 Ene 2016]. Disponible en: <http://davidakenny.net/cm/fit.htm>

- Kenny, D. A., Kaniskan, B. y McCoach, D. B. (2014). The performance of RMSEA in models with small degrees of freedom. *Sociological Methods & Research*, 44(3), 486–507.
- Lambert, J. H., Matalas, N. C., Ling, C. W., Haines, Y. Y. y Li, D. (1994). Selection of probability distributions in characterizing risk of extreme events. *Risk Analysis*, 14(5), 731–742.
- Lamond, J. E., Proverbs, D. G. y Hammond, F. N. (2009). Accessibility of flood risk insurance in the UK: Confusion, competition and complacency. *Journal of Risk Research*, 12(6), 825–841.
- Landeros-Mugica, K., Urbina-Soria, J. y Alcántara-Ayala, I. (2016). The good, the bad and the ugly: On the interactions among experience, exposure and commitment with reference to landslide risk perception in Mexico. *Natural Hazards*, 80, 1515–1537.
- Leiter, A. M. (2011). The sense of snow — individuals' perception of fatal avalanche events. *Journal of Environmental Psychology*, 31, 361–372.
- Londoño, J. P. (2007). Evaluación holística de riesgos frente a movimientos en masa en áreas urbanas andinas. Una propuesta metodológica. *Boletín de Ciencias de la Tierra*, 20, 55–72.
- López-Vázquez, E. (2009). Risk perception and coping strategies for risk from Popocatepetl Volcano, Mexico. *Geofísica Internacional*, 48(1), 133–147.
- López-Vázquez, E. y Marván, M. L. (2004). Validación de una escala de afrontamiento frente a riesgos extremos. *Salud pública de México*, 46(3), 216–221.
- Mansilla, E. (2000). *Riesgo y ciudad*. México D.F.: Universidad Nacional Autónoma de México.
- Miceli, R., Sotgiu, I. y Settanni, M. (2008). Disaster preparedness and perception of flood risk: A study in an alpine valley in Italy. *Journal of Environmental Psychology*, 28(2), 164–173.
- Morgan, M. G., Fischhoff, B., Bostrom, A. y Alman, C. J. (2002). *Risk Communication: A Mental Model Approach*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Njome, M. S., Suh, C. E., Chuyong, G. y de Wit, M. (2010). Volcanic risk perception in rural communities along the slopes of mount Cameroon, West-Central Africa. *Journal of African Earth Sciences*, 58, 608–622.
- Olsen, J. R., Lambert, J. H. y Haines, Y. Y. (1998). Risk of extreme events under nonstationary conditions. *Risk Analysis*, 18(4), 497–510.
- PAOT (2010a). Zonas de riesgo y vulnerabilidad ambiental en barrancas de la delegación Álvaro Obregón, Distrito Federal. EOT-08-2010. México D.F.: PAOT.
- PAOT (2010b). Ocupación irregular y riesgo socio-ambiental en barrancas de la delegación Álvaro Obregón, Distrito Federal. EOT-04-2010. México D.F.
- PAOT (2010c). Ocupación irregular y riesgo socio-ambiental en barrancas de la delegación Cuajimalpa de Morelos, Distrito Federal. EOT-05-2010. México D.F.
- Raykov, T. y Marcoulides, G. A. (2000). *A first course in structural equation modeling*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Renn, O. (1998). Three decades of risk research: Accomplishments and new challenges. *Journal of Risk Research*, 1(1), 49–71.
- Rochford, E. B. y Blocker, T. J. (1991). Coping with “natural” hazards as stressors. *Environment & Behavior*, 23, 171–194.
- Rosa, E. A. (2003). The logical structure of the social amplification of risk framework (SARF): Metatheoretical foundations and policy implications. En N. Pidgeon, R. E. Kasperson, y P. Slovic (Eds.), *The social amplification of risk* (pp. 47–79). United Kingdom: Cambridge University Press.
- Saldaña, M. (2003). *Percepción de riesgo y afrontamiento en sujetos expuestos a riesgo de deslaves [tesis de licenciatura]*. Puebla: Departamento de Psicología, Escuela de Ciencias Sociales, Universidad de las Américas.
- Salvador, O. (2013). *Percepción de riesgo de deslave: implementación de un programa de comunicación de riesgos en una zona periurbana marginada [tesis de maestría no publicada]*. México D.F.: UNAM.
- Schumacker, R. E. y Lomax, R. G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Siegrist, M., Cvetkovich, G. y Roth, C. (2000). Salient value similarity, social trust, and risk/benefit perception. *Risk Analysis*, 20(3), 353–362.
- Sjöberg, L. (1992). *Risk perception and credibility of risk communication* Risk research report No. 9. Rhizikon: Centre for Risk Research, Stockholm School of Economics.
- Sjöberg, L. (1993). *Life-styles and risk perception* Risk research report No. 14. Rhizikon: Centre for Risk Research, Stockholm School of Economics.
- Sjöberg, L. (1995). *Explaining risk perception: An empirical and quantitative evaluation of cultural theory* Risk research report No. 22. Rhizikon: Centre for Risk Research, Stockholm School of Economics.
- Sjöberg, L. (1996a). A discussion of the limitations of the psychometric and cultural theory approaches to risk perception. *Radiation Protection Dosimetry*, 68, 219.
- Sjöberg, L. (1996b). *Risk perception by politicians and the public* Risk research report No. 26. Rhizikon: Centre for Risk Research, Stockholm School of Economics.
- Sjöberg, L. (2000). Factors in risk perception. *Risk Analysis*, 20(1), 1–11.
- Sjöberg, L. y Drottz-Sjöberg, B. M. (1993). *Moral value, risk and risk tolerance* Risk research report No. 11. Rhizikon: Centre for Risk Research, Stockholm School of Economics.
- Sjöberg, L. y Wahlberg, A. (2002). Risk perception and New Age beliefs. *Risk Analysis*, 22(4), 751–764.
- Sjöberg, L., Moen, B. E. y Rundmo, T. (2004). Explaining risk perception: An evaluation of the psychometric paradigm in risk perception research. *Rotunde*, 84. Disponible en: http://www.svt.ntnu.no/psy/torbjorn.rundmo/psychometric_paradigm.pdf
- Sjöberg, L. y Drottz-Sjöberg, B. M. (1994). *Risk perception of nuclear waste: Experts and the public* Risk research report No. 16. Rhizikon: Centre for Risk Research, Stockholm School of Economics.
- Slovic, P., Fischhoff, B., Lichtenstein, S., Corrigan, B. y Combs, B. (1977). Preference for insuring against probable small losses: Insurance. *The Journal of Risk and Insurance*, 44(2), 237–258.
- Slovic, P., Fischhoff, B. y Lichtenstein, S. (1986). The psychometric study of risk perception. En V. Covello, J. Menkes, y J. Mumpower (Eds.), *Risk Evaluation and Management* (pp. 3–24). New York: Plenum Press.
- Smyth, C. y Royle, S. (2000). Urban landslide hazards: Incidence and causative factors in Niteroi, Rio de Janeiro State, Brazil. *Applied Geography*, 20, 95–117.
- Starr, C. (1969). Social benefit versus technological risk: What is our society willing to pay for safety? *Science*, 165, 1232–1238.
- Trumbo, C. W., Peek, L., Meyer, M. A., Marlatt, H. L., Gruntfest, E., McNoldy, B. D., et al. (2016). A cognitive-affective scale for hurricane risk perception. *Risk Analysis*, <http://dx.doi.org/10.1111/risa.12575>. Disponible en: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/risa.12575/full>
- Vandermoere, F. (2008). Hazard perception, risk perception, and the need for decontamination by residents exposed to soil pollution:

- The role of sustainability and the limits of expert knowledge. *Risk Analysis*, 28(2), 387–398.
- Wagner, A., Gossauer, E., Moosmann, C., Gropp, T. y Leonhart, R. (2007). Thermal comfort and workplace occupant satisfaction—Results of field studies in German low-energy office buildings: Comfort and energy use in buildings—Getting them right. *Energy and Buildings*, 39(7), 758–769.
- Wahlberg, A. E. (2001). The theoretical features of some current approaches to risk perception. *Journal of Risk Research*, 4(3), 237–250.



Disponible en www.sciencedirect.com

Acta de Investigación Psicológica Psychological Research Records

Acta de Investigación Psicológica 7 (2017) 2627–2634

www.psicologia.unam.mx/acta-de-investigacion-psicologica/



Original

Validación del Inventario de Miedo para Niños II en estudiantes de primaria y secundaria

Validating the Fear Schedule Survey for Children II in a Primary and Secondary students sample

Federico Pulido Acosta* y Francisco Herrera Clavero

Departamento de Psicología Evolutiva y de la Educación, Universidad de Granada, Ceuta, España

Recibido el 14 de agosto de 2016; aceptado el 28 de febrero de 2017

Disponible en Internet el 1 de mayo de 2017

Resumen

En el actual sistema educativo, existe una enorme preocupación por el bajo rendimiento en las diferentes áreas académicas, lo que promueve la búsqueda de nuevas fórmulas de actuación docente. Esta búsqueda exige que el alumnado deba aprender nuevas habilidades y capacidades con el fin de adaptarse a este proceso en continua evolución. Desde esta perspectiva, con preocupación por los escasos logros académicos, se pone de relieve la enorme importancia que pueden llegar a tener las emociones y su adecuado control para la mejora del mismo. Este trabajo tiene como objetivo validar un cuestionario para evaluar el miedo, utilizando como referencia el *Fear Survey Schedule for Children II* (FSSC-II) (Ascensio et al., 2012) y destinado a una muestra de estudiantes desde educación primaria hasta bachillerato en la ciudad de Ceuta. Para esto se contó con 961 participantes, procedentes de 8 centros distintos (4 Centros de Educación Infantil y Primaria [CEIP] y 4 Institutos de Enseñanza Secundaria [IES]). El 53.4% fueron mujeres, el 46.6% varones, el 66.3% musulmanes, el 33.7%, con edades comprendidas entre los 6 y los 18 años. Considerando la muestra por cultura, el 66.3% fueron musulmanes y el 33.7% cristianos. Como instrumento de evaluación se empleó el FSSC-II, adaptado al castellano por Ascensio et al. (2012). Se reflejan niveles de fiabilidad altos así como las dimensiones esperadas (5) para el cuestionario, apareciendo intercorrelaciones positivas entre los totales y las dimensiones que lo conforman. Este cuestionario se muestra como instrumento adecuado para evaluar estas capacidades en la población adolescente en un contexto diferente al del trabajo de referencia.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Palabras clave: Emociones; Miedo; Desarrollo afectivo; Instrumento de evaluación; Educación emocional

Abstract

In the current educational system, an enormous preoccupation by the low yield in the different academic areas exists, which promotes the search of new formulas of educational performance. This search cause that the pupils must learn new abilities and capacities with the purpose of conforming itself to this process in continuous evolution. From this perspective, with preoccupation by the little academic profits, the enormous importance is put of relief that can get to have the emotions and their suitable control for the improvement of himself. Socio-emotional states are starting to become more relevant and are now part of a reality in the field of Education. In this field there is high interest in emotional education programs, especially in earlier stages. These programs must

* Autor para correspondencia. Parques de Ceuta, 2.ª fase, portal 3, 8.º C, CP: 51002, Ceuta. Teléfono: +32664779270.

Correos electrónicos: fe7de@correo.ugr.es, feanor_fede@hotmail.com (F. Pulido Acosta).

La revisión por pares es responsabilidad de la Universidad Nacional Autónoma de México.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.aippr.2017.02.003>

2007-4719/© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

be evaluated to check this efficiently. The objective of this paper is to validate a questionnaire to assess Fear, using as reference the Fear Survey Schedule for Children II (FSSC-II) (Ascensio et al., 2012) aimed at a sample of students from Primary to the end of Secondary Education. We focused on 961 participants from 8 different centers (4 schools and 4 high schools) that clearly reflect the city's pluricultural features. Considering age we focused on children from 6 to 18 years old. Considering gender, the 46.6% of them are boys and the 53.4% are girls. If we consider culture and custom religion, 66.3% are Muslims and 33.7% Christians. The technique used in this survey is a test developed to assess Fear (FSSC-II) adapted for its use in the Spanish language by Ascensio et al. (2012). The results show high levels of reliability. Our expectations about dimensions (5) were confirmed for the questionnaire. There are positive correlations between totals and the dimensions of the questionnaire. Therefore this questionnaire is an appropriate tool to evaluate the Fear in a teenager sample in our context.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Keywords: Emotions; Fear; Emotional development; Assessment tool; Emotional education

Introducción

La psicología ha vuelto a interesarse por el mundo emocional, interés que se manifiesta en la aparición de programas para el desarrollo de habilidades emocionales dirigidos a niños y adolescentes. Se suele asumir que la educación emocional es responsabilidad de las familias, cuya función de crianza se encuentra cada vez más limitada (Giménez-Dasí y Quintanilla, 2009). Existe relación entre los patrones de crianza y la aparición de síntomas de ansiedad y estados de estrés, así como múltiples comportamientos disruptivos que se pueden desencadenar como consecuencia de estos (Franco, Pérez y de Dios, 2014).

La vivencia de emociones, ya sean positivas o negativas, tiene relación directa con la mejora de las relaciones interpersonales, lo que permite mejorar la convivencia social. Esto es una de las principales necesidades detectadas en la actualidad. Por eso, es trascendental estar atentos a la identificación de las emociones negativas que no se sepan gestionar, dado que existe una relación directa entre emociones negativas y conducta agresiva, del mismo modo que ocurre entre las emociones positivas y la cooperación (Sáez de Ocáriz, Lavega, Mateu y Rovira, 2014). Estos estados emocionales se deben desarrollar a través de intervenciones que permitan la mejora de este tipo de competencias, ya que existe el riesgo de que se presenten signos patológicos (Caballero Domínguez, Suárez Colorado y Bruges Carbonó, 2015).

La investigación en el campo del miedo y la ansiedad ha experimentado grandes avances en los últimos tiempos (Franco et al., 2014), dado que las emociones y los estados de ánimo negativos son uno de los problemas psicológicos más importantes en la actualidad. Bien manejado, el miedo puede llegar a ser un elemento potenciador y socializador que mejora la motivación y el rendimiento, siempre que sea en su justa medida y nunca

en extremo. Una cantidad óptima de miedo conduce a una buena ejecución (Pérez, 2000), ya que aquellos que mejor manejan sus emociones (el miedo de forma específica) son percibidos, por parte del profesorado, como mejor adaptados a la escuela y a los demás, con mayor manejo de la impulsividad, mejor rendimiento académico y menos conflictividad (Pulido y Herrera, 2015). Al mismo tiempo, el estudio de la afectividad es uno de los campos más complejos en psicología (Cazalla-Luna y Molero, 2014).

Dicha investigación debe comenzar con la adecuada evaluación de las emociones, punto de partida de la misma. Para ello se requieren instrumentos válidos destinados a la medida ajustada y fiable de estos elementos. Este tipo de instrumentos son además el punto de partida de intervenciones en educación emocional, a través de los que se favorecen el bienestar personal, social e incluso académico (Filella, Pérez-Escoda, Agulló y Oriol, 2014).

Queda justificada la gran importancia del uso de instrumentos válidos que permitan una evaluación adecuada. Esta realidad debe partir desde la concepción del qué evaluar. Centrados en el miedo, como emoción de carácter desagradable, se debe tener en cuenta un conjunto de factores que inciden de manera directa sobre el mismo. El género es una variable fundamental en la incidencia e intensidad de los miedos (Burnham, Hooper y Ogorchock, 2011; Cazalla-Luna y Molero, 2014; Pulido y Herrera, 2015), siendo un elemento que condiciona de manera evidente el desarrollo emocional. Este hecho cobra mayor relevancia en la actualidad por el significado de la dimensión psicológica que representa, algo que adquiere mayor repercusión en los últimos años en las sociedades occidentales. Las relaciones sociales negativas dificultan el desarrollo de habilidades emocionales, influyendo y estando influidas por el comportamiento

socio-emocionalmente competente (Azpiazu, Esnaola y Sarasa, 2015). Las pautas de crianza parental tienen un importante papel en el desarrollo afectivo del niño, existiendo relación entre estas y el desarrollo de síntomas de ansiedad y estados de estrés (Franco et al., 2014). Esta explicación basada en la socialización diferencial entre niños y niñas resulta más convincente que la basada en factores biológicos y elementos hormonales (Pinto, Dutra, Filgueiras, Juruena y Stingel, 2013). También se puede contemplar la importante incidencia que tiene el entorno cultural sobre el miedo, observándose la influencia de este factor en el desarrollo emocional (Pacheco, Villagrán y Guzmán, 2015; Pulido y Herrera, 2015). Al mismo tiempo, el desarrollo de estas competencias emocionales tiene una importante relación con la integración afectiva, las dificultades, la pertenencia a diferentes minorías sociales, étnicas o culturales, tal y como se refleja en Merchán, Bermejo y González (2014). La clara vinculación entre el grupo cultural y el estatus en nuestro contexto permite que se pueda anticipar la relación entre ambas variables. Todos vivimos en un ambiente emocional que nos rodea, de la misma manera que la atmósfera. La infancia y la adolescencia son especialmente sensibles a esta «atmósfera», influyendo de manera clara en su conducta y sus interacciones. Esto hace necesarios instrumentos validados transculturalmente, con poblaciones de distintos contextos lingüísticos y culturales. La edad es otro de los factores que influyen en la intensidad y el número de miedos, decreciendo ambos con el paso del tiempo hasta alcanzar la etapa adolescente y la adulta (Kushnir, Gothelf y Sadeh, 2014; Pulido y Herrera, 2015). Considerando todo lo mencionado, se presenta el estudio llevado a cabo con una muestra de alumnos escolarizados en CEIP e IES, en la ciudad de Ceuta (España), donde conviven principalmente personas de culturas cristiana y musulmana. Como característica específica, la población árabe musulmana presenta una procedencia marroquí con un altísimo nivel de analfabetismo y una elevada natalidad, así como un estatus socioeconómico y cultural bajo, serios problemas de enculturación y bilingüismo (integración por la comunicación), y con una presencia muy marcada de su religión, el Islam, en sus vidas (Herrera, 2000). Esto nos lleva a establecer una clara relación entre la cultura y la religión.

Los objetivos del trabajo han sido analizar las propiedades psicométricas y validar un instrumento para evaluar el miedo considerando el *Fear Survey Schedule for Children II* (FSSC-II), adaptado por Ascensio et al. (2012), para una población infantojuvenil multicultural, así como depurar algunas limitaciones encontradas en el mencionado instrumento.

Método

Participantes

Para llevar a cabo esta investigación se seleccionó una muestra integrada por 961 participantes repartidos entre 8 centros educativos, que reflejan las características de nuestro contexto pluricultural. Para preservar la identidad del alumnado, se emplearon nombres en clave para hacer referencia a cada uno de ellos. Considerando la etapa educativa, la muestra se dividió entre un 42% de alumnado de primaria y un 58% correspondiente a secundaria. Por curso, la muestra se distribuyó entre el 3.9% de primero de primaria, el 2.2% de segundo, el 8% de tercero, el 10.3% de cuarto, el 8.4% de quinto y el 9.3% de sexto de primaria; el 9.9% de primero de ESO, el 8.9% de segundo, el 11.8% de alumnos de tercero y el 12.5% de cuarto de ESO. Correspondientes a los bachilleratos, se alcanzaron el 7.5 y el 7.4% para primero y segundo, respectivamente. Las edades de la muestra estaban comprendidas entre los 6 y los 18 años ($M = 12.47$, $DT = 3.316$, rango = 6-18). Describiendo la muestra en función de la variable género, se dan porcentajes bastante equilibrados entre sí, siendo el 46.6% varones y el resto (53.4%) mujeres. Considerando la cultura (que se corresponde con la religión), el grupo mayoritario fue el de participantes pertenecientes a la cultura-religión musulmana. Estos constituyeron el 66.3% de la muestra. El 33.7% eran cristianos. Atendiendo al estatus (este factor se consideró como una casilla a marcar por los participantes), el 18.7% de la muestra identificó su nivel como bajo. Fueron menos los que se identificaron como pertenecientes a un nivel alto (13.1%). El 30.3% correspondieron al estatus medio-bajo y el 37.9% al medio. Los participantes se seleccionaron por el método de muestreo no probabilístico por conveniencia, incidental o casual. Se seleccionó, aleatoriamente, un curso (desde primero a sexto de primaria) por cada uno de los centros. El error muestral fue del 3% (tabla 1).

Instrumento

La intención fue la de utilizar un instrumento que permitiera evaluar el miedo a través de una escala preestablecida. Para ello se empleó la traducción del Inventario de Miedo para niños (FSSC-II), adaptada para su uso en castellano por Ascensio et al. (2012). Este cuestionario pide que el sujeto conteste, empleando una escala tipo Likert, la cantidad de miedo (desde nada hasta mucho) que le producen un conjunto de estímulos que se pueden agrupar dentro de diferentes categorías. Sin

Tabla 1
Muestra en función de variables sociodemográficas

Variables sociodemográficas	Media descriptiva			
	N = 961	Media	DT	Rango
Edad		12.47	3.316	6-18
			N	%
Etapa educativa	Primaria	404		42
	Secundaria	557		58
Sexo	Varones	448		46.6
	Mujeres	513		53.4
Cultura/Religión	Cristianos	324		33.7
	Musulmanes	637		66.3
Estatus	Bajo	180		18.7
	Medio-Bajo	291		30.3
	Medio	364		37.9
	Alto	126		13.1

embargo, el mencionado instrumento fue validado en una muestra de alumnos adolescentes en el contexto mexicano. En este caso, pretende validarse esta misma versión en una muestra de alumnado infantojuvenil, pero en un contexto multicultural, diferente al del cuestionario de referencia. Dicho instrumento parte de una visión integradora del miedo, presentándolo como una emoción que se produce ante un grupo de estímulos determinados, propios de la edad infantojuvenil. El instrumento pretende medir un área unitaria (Miedo), que a su vez se divide en diferentes tipos (los factores del cuestionario original fueron 5). Para llevar a cabo la validación y el análisis psicométrico del instrumento se contó con la opinión de dos expertos en los campos de la psicología, las emociones, la educación, la evaluación y la estadística.

Con respecto a las diferentes dimensiones que aparecen en el cuestionario de referencia, se muestran factores centrados en la manifestación de miedo relacionado con la muerte y elementos referentes a peligros físicos que pueden conducir a ella (Miedo a la muerte y al peligro). Aparecen también ítems próximos a la manifestación de miedo ante estímulos relacionados con animales y lesiones físicas (Miedo a los animales o a las lesiones), con situaciones estresantes provocadas por elementos escolares y sociales (Miedo al fracaso escolar o a la crítica) así como relacionada con elementos extraños (Miedo a lo desconocido). Finalmente, aparece una dimensión cercana a los miedos provocados por acontecimientos próximos a situaciones sanitarias (Miedos médicos). El número total de ítems en el cuestionario original es de 78, distribuidos entre los diferentes factores. Para el sistema de respuestas se usa la, ya mencionada, escala tipo Likert.

Procedimiento

Tras solicitar y obtener las pertinentes autorizaciones en la Dirección Provincial de Educación, se habló con el equipo directivo de los centros que voluntariamente participaron en esta experiencia. Una vez hecho este paso inicial, se redactaron los documentos para recoger por escrito el consentimiento de los padres de los menores que constituirían la muestra (la mayor parte de la misma). En cada uno de los diferentes centros, se pasaron los cuestionarios. Se respetó escrupulosamente la confidencialidad, contestando al cuestionario los alumnos que quisieron hacerlo de manera voluntaria. Todos los cuestionarios fueron pasados por el investigador, una persona con dominio en el ámbito de la psicología, la educación y la psicometría, en presencia del profesor de cada aula. Antes de contestar los cuestionarios, se explicó el modo en el que debían contestar al mismo. Después de esto, los alumnos contestaron por sí mismos. Se intentó reducir al máximo la influencia de elementos externos que pudieran dificultar la concentración del alumnado, dentro de cada una de las clases correspondientes, configurando un entorno tranquilo y libre de distracciones en función de sus posibilidades. Finalmente, antes de la entrega, se aseguró que ninguno de los participantes dejara ítems sin contestar. La duración de la prueba fue de unos 35 minutos como máximo.

Una vez obtenidos los datos y construida la base, se llevó a cabo el pertinente análisis estadístico. Se comenzó por el análisis de la consistencia interna del cuestionario. Para evaluar la fiabilidad se emplearon la prueba α de Cronbach junto con la prueba de dos mitades de Spearman-Brown. La fiabilidad se comprobó tanto para el cuestionario como para cada uno de los factores (5) obtenidos. Posteriormente se aplicaron cálculos para comprobar la validez factorial, empleando un análisis factorial confirmatorio (AFC), por medio del análisis de varianza de componentes principales con rotación varimax. Para asegurar la validez del modelo jerárquico propuesto, se aplicaron cálculos correlacionales entre el cuestionario (Miedo) y cada uno de los factores del mismo. Se comprobó la existencia de diferencias estadísticamente significativas empleando la prueba ANOVA, con pruebas post hoc, considerando las variables sociodemográficas como independientes, así como las puntuaciones totales y factoriales.

Resultados

Se comienza con los resultados que hacen referencia a la consistencia interna del instrumento. La fiabilidad para la medida del miedo, a través del cuestionario empleado,

Tabla 2
Valores de la prueba α de Cronbach en el cuestionario y en los factores

Consistencia interna del cuestionario		
Miedo total	α de Cronbach	0,963
Consistencia interna de los factores		
Miedo muerte	α de Cronbach	0,933
Miedo desconocido	α de Cronbach	0,925
Miedos escolares	α de Cronbach	0,749
Miedo animales	α de Cronbach	0,795
Miedo crítica	α de Cronbach	0,653

se evaluó, en primer caso, a través de la prueba α de Cronbach. Así, la consistencia interna del cuestionario (Miedo) fue de 0.963, resultado prácticamente idéntico al obtenido en la escala de referencia. Para el primer factor, Miedo a la muerte y el peligro, el valor fue de 0.941. La del segundo factor, Miedo a lo desconocido, fue de 0.924. El tercer factor, que hace referencia a los Miedos escolares, obtuvo 0.812. Para el cuarto factor, Miedo a los animales, fue de 0.844, y para el factor final, relacionado con el Miedo ante acontecimientos relacionados con la crítica y el engaño, fue algo más baja, de 0.611. En un segundo análisis (que confirmara niveles aceptables) se procedió a realizar la prueba de dos mitades de Spearman-Brown. Este coeficiente fue de 0.932 para el cuestionario, incluyendo todos los ítems. Para los factores fue de 0.933, 0.925, 0.749, 0.795 y 0.653, respectivamente (siguiendo el orden en el que se han comentado anteriormente). Teniendo todo esto en cuenta, se dan unos resultados prácticamente idénticos a los obtenidos en el cuestionario de referencia, al menos en lo que a consistencia interna se refiere, exceptuando el último de los factores. Los valores de la primera prueba (α de Cronbach) quedan recogidos en la [tabla 2](#).

En el apartado relacionado con la validez factorial se emplearon diferentes análisis factoriales confirmatorios. En este sentido, los factores obtenidos fueron 5, apareciendo las mismas dimensiones que en la versión de referencia, con la excepción del último factor (que sustituye a los Miedos médicos del cuestionario de referencia). El primero de los 5 factores, que se vinculó con Miedos relacionados con la muerte y el peligro (del mismo modo que en la versión de referencia), incorpora un elevado número de ítems (28), que representan el 27.680% de la varianza explicada. Entre todos ellos aparecen estímulos como «Ser amenazado con un arma», «Una guerra nuclear», «No poder respirar», «Mi propia Muerte» o «Que alguien de mi familia esté muriendo». El segundo de los factores es otra categoría que incorpora un elevado número de ítems (26). Estos suponen el 8.96% de

la varianza explicada. Esta dimensión hace referencia al Miedo provocado por lo desconocido (entre los ítems que conforman este factor aparecen «La gente desconocida», «Los fantasmas», «Las casas misteriosas» o «Ver gente extraña»), miedos relacionados con la muerte, tanto personal como de familiares (Miedo a la muerte). El tercer factor hace referencia al Miedo provocado por situaciones cercanas al ámbito educativo (Miedos escolares). Dentro de este factor aparecen ítems que piden al sujeto que indique la intensidad de miedo que le provocan estímulos como «Suspender un examen», «Cuando me dan las notas en la escuela/instituto», «Estar esperando para hacer un examen» o «Sacar malas notas en la escuela/instituto». Son 11 los ítems que forman parte de esta dimensión, representando el 4.095% de la varianza explicada. La categoría que se corresponde con el cuarto factor está relacionada con el miedo provocado por diferentes animales (Miedo a animales), constituido por 7 ítems y que representan el 2.654% de la varianza explicada. Dentro de este factor destacan los ítems en los que se indica al sujeto que conteste la intensidad de miedos que le producen «Los tiburones», «Las ratas», «Las arañas» o «Los tigres». Finalmente, el quinto y último factor, Miedo a la crítica y el engaño, se relaciona con estímulos sociales, próximos a diferentes formas de crítica y las consecuencias de ellas; engloba 6 ítems, como «Perder a mis amigos», «Que otros me critiquen» o «Que me engañen», que representan el 2.176% de la varianza explicada. Entre todos los factores suman una varianza explicada total del 45.565%, con un total de 78 reactivos. Todos los resultados de este apartado aparecen resumidos en la [tabla 3](#).

De la misma manera que hace el cuestionario de referencia, se pretende medir un área unitaria, el Miedo, a su vez subdividido en una serie de temores ante estímulos específicos. Para este planteamiento jerárquico es necesario que las diferentes puntuaciones correlacionen positivamente entre sí. Todas las correlaciones fueron significativas al nivel de $p = 0.01$, tal y como era de esperar. Las correlaciones más bajas entre los totales y los factores (aunque cumpliendo lo comentado) se dan entre el Miedo total y el factor de Miedo a la crítica y el engaño (0.628). Fuera de ellas, los resultados se mueven entre el máximo (0.908), encontrado entre los totales y el factor de Miedo a la muerte, y el mínimo (0.690), obtenido entre el Miedo total y los Miedos escolares. Por otro lado, los mismos resultados comentados para los totales y todas las categorías se repiten considerando las intercorrelaciones de los factores entre sí. En todos los casos el nivel de significación es de al menos $p = 0.01$, repitiéndose los resultados del anterior apartado. En este sentido, los niveles son más bajos que los reflejados para

Tabla 3
Varianza e ítems de la agrupación por factores en el cuestionario utilizado

Factor	Varianza de factores del cuestionario miedo		
	N.º ítems	V. explicada %	Suma total
<i>Miedo</i>			
Miedo muerte	28	27.680	78 ítems
Miedo desconocido	26	8.96	45.565% en la varianza total explicada
Miedos escolares	11	4.095	
Miedo animales	7	2.654	
Miedo crítica	6	2.176	

Tabla 4
Correlaciones entre los factores del Miedo

	Total	Muert.	Desco.	Escol.	Anim.	Crítica
Miedo total	1					
Miedo muerte	0,908	1				
Miedo desconocido	0,843	0,582	1			
Miedos escolares	0,740	0,659	0,491	1		
Miedo animales	0,690	0,551	0,613	0,361	1	
Miedo crítica	0,628	0,513	0,459	0,554	0,322	1

La correlación es significativa al nivel de 0.01 en todos los casos.

los totales (algo esperado), moviéndose entre los más altos (0.659), encontrados en las correlaciones entre el Miedo a la muerte y los Miedos escolares, y los más bajos (0.322), encontrados entre el Miedo a los animales y el Miedo a la crítica y el engaño (tabla 4).

A continuación se comentan los resultados de la prueba ANOVA, con la intención de comprobar la existencia de diferencias significativas en función de las variables sociodemográficas. El grupo en el que se registran los mayores niveles de miedo es precisamente en el de menor edad (los alumnos de 6 años, con una media de 196.227), algo que resulta esperado. El nivel de miedo desciende hasta llegar al alumnado de 9 años (119.141 de media) y vuelve a ser menor entre los mayores de primaria y los menores de secundaria, con 12 años (106.1). A continuación aparecen niveles mucho más constantes y con menos diferencias (desde 90.61 hasta 102.62), todos ellos inferiores al alumnado de primaria. En este sentido, se comprueban diferencias estadísticamente significativas, considerando la edad del alumnado como variable factor, descendiendo los niveles de miedo con la edad. Esto se encuentra en los niveles totales de Miedo ($p < 0.000$) y en todos los factores: Miedo a la muerte y el peligro ($p < 0.000$), a lo desconocido ($p < 0.000$), Miedos escolares ($p < 0.000$), a los animales ($p < 0.000$) y a la crítica y el engaño ($p < 0.000$). Las pruebas post hoc indican que durante la adolescencia, la edad no es una variable influyente en cuanto al miedo, ya que las diferencias no son significativas en este periodo.

El género es un factor determinante, si se considera que las mujeres evidencian un nivel más alto de miedo que los varones. Esta primera perspectiva se ve reflejada en las medias de ambos (93.52 los varones y 123.4 las mujeres). Además, los varones no solo alcanzan puntuaciones más bajas en Miedo total, sino en cada uno de los factores que lo integran, a saber: Miedo a la muerte (65.81 en mujeres frente a 52.16 en varones), a lo desconocido (26.40 en mujeres por 18.01 en varones), Miedos escolares (15.89 en mujeres por 13.98 en varones), a los animales (6.85 en las mujeres por 2.63 en los varones) y a la crítica y el engaño (8.45 en mujeres por 6.74 en varones). Dichas diferencias son significativas en el Miedo total ($p < 0.000$), el Miedo a la muerte y el peligro ($p < 0.000$), a lo desconocido ($p < 0.000$), los Miedos escolares ($p < 0.000$), a los animales ($p < 0.000$) y a la crítica y el engaño ($p < 0.000$). En todos ellos, el género femenino refleja niveles más altos.

El alumnado cristiano manifiesta niveles más bajos de miedo (su media es de 99.216 por 114.476). El alumnado de religión musulmana obtiene puntuaciones más altas también en los diferentes factores: Miedo a la muerte y el peligro (56.05 en los cristianos frente al 61.1 en musulmanes), a lo desconocido (17.92 por 24.72), Miedos escolares (13.64 por 15.66 de los musulmanes), y a los animales (3.88 por 5.37). La única excepción es el Miedo a la crítica y el engaño (7.73 por 7.62 en musulmanes), donde son los cristianos los que evidencian niveles ligeramente más altos. Los resultados de la

estadística inferencial demuestran que la cultura influye en el Miedo total ($p < 0.000$), en el Miedo a la muerte y el peligro ($p < 0.000$), en los Miedos escolares ($p < 0.000$) y a los animales ($p < 0.000$). Se rechazaron para el Miedo a la crítica y el engaño ($p = 0.622$). En los casos positivos, los musulmanes reflejan niveles superiores de miedo.

Considerando el estatus, se observa un descenso de miedo en los niveles más altos. Por media, los niveles más altos aparecen en el estatus bajo (132.055), bastante más altos que la siguiente, el medio-bajo (106.563). Con puntuaciones prácticamente idénticas aparecen el medio (102.64) y el alto (102.88). La estadística inferencial demuestra diferencias significativas en el Miedo total ($p < 0.000$), a la muerte y el peligro ($p < 0.000$), a lo desconocido ($p < 0.000$), en los Miedos escolares ($p < 0.000$), a los animales ($p < 0.000$) y a la crítica y el engaño ($p = 0.034$). Las pruebas post hoc indican un descenso en los niveles de miedo a medida que se sube en el estatus (no se encontraron diferencias significativas entre el medio y el alto).

Conclusiones

Partimos en el presente estudio con la idea de validar y comprobar las propiedades psicométricas de un instrumento para evaluar el miedo, baremado por [Ascensio et al. \(2012\)](#). Para ello se tomó una muestra de alumnos infantojuveniles del contexto pluricultural de la ciudad de Ceuta, intentando contemplar si se mantenían las propiedades psicométricas del cuestionario de referencia. Los niveles de consistencia interna del instrumento fueron prácticamente idénticos a los detallados en el instrumento de referencia ($\alpha = 0.963$; coeficiente de Spearman-Brown = 0.932) y también elevados y similares a los obtenidos en el mismo para cada uno de los factores (α desde 0.933 hasta 0.749; coeficiente de Spearman-Brown desde 0.933 hasta 0.795), exceptuando el último, que varió con respecto al original (obtuvo un α más bajo, de 0.653). Respecto a la dimensionalidad del instrumento, se obtuvo el mismo número de factores (5), coincidiendo en todos ellos con la versión original ([Ascensio et al., 2012](#)), exceptuando el caso comentado, relacionado con el Miedo a la crítica y el engaño (quinto factor de nuestro cuestionario). Los factores que coinciden son el Miedo a la muerte y al peligro (primer factor del cuestionario de partida), el Miedo a lo desconocido (coincide con el cuarto), los Miedos escolares (tercer factor del original) y el Miedo a los animales (segundo factor del cuestionario de referencia). Así pues, todos los factores, con una única excepción, se repiten en nuestra validación y consideran

estímulos similares a los del cuestionario de referencia. Entre todos los factores suman una varianza explicada total del 45.565%, quedando el cuestionario integrado por los 78 ítems que aparecen en esta versión. Estos resultados, unidos a los referentes a las correlaciones (significativos al nivel de $p = 0.01$ en todos los casos) que se dan entre el Miedo total y cada uno de los factores —de la misma manera que los obtenidos para las intercorrelaciones entre factores—, apoyan el concepto jerárquico propuesto que parte de la existencia de un área unitaria (Miedo) y una dimensionalidad múltiple (Miedo ante estímulos más concretos). La validez convergente del instrumento esperaba obtener y obtuvo correlaciones positivas y estadísticamente significativas entre las dimensiones.

Se encontraron diferencias significativas por género, realidad que era esperada, teniendo en cuenta los trabajos de [Miloyan, Bulley, Pachana y Byrne \(2014\)](#) y [Pulido y Herrera \(2015\)](#). Esta realidad puede relacionarse con la educación diferencial que reciben niños y niñas, correspondiente con los diferentes estilos de crianza de ambos ([Agulló, Filella, Soldevila y Ribes, 2011](#)), lo que hace que las mujeres sean más emocionales que los varones. Se encontraron diferencias significativas por edad, en los totales y en todos los factores. El desarrollo afectivo del sujeto es el elemento determinante en este caso. También aparecen diferencias para los grupos culturales, igual que en [Pulido y Herrera \(2015\)](#). Dentro de ellas, la diversidad encontrada en los núcleos familiares, con estilos de crianza distintos, junto con las importantes diferencias en la lengua materna ([Siqués y Vila, 2014](#)) entre ambas etnias, contribuyen a la aparición de problemas de integración socioeducativa del alumnado no autóctono. También aparecen diferencias significativas en función del estatus, ya que esta variable está íntimamente relacionada con la anterior. Los niveles bajos manifiestan mayores puntuaciones de miedo. Esta realidad coincide con la encontrada en el trabajo de [Kushnir et al. \(2014\)](#).

Finalmente, indicar que el análisis de las propiedades psicométricas del cuestionario, en la población infantojuvenil en el contexto pluricultural de nuestra ciudad, nos permite ser optimistas en cuanto a la validez del mismo para medir los elementos pretendidos. Del mismo modo, puede ser un importante cuestionario a emplear dentro del ámbito psicológico, social y, sobre todo, educativo en una población infantil. De esta manera, se puede convertir en el punto de partida de investigaciones que busquen profundizar en el conocimiento de la influencia de las emociones negativas sobre un amplio abanico de ramas de la vida: clínica, social, educativa, etcétera.

Financiación

Ninguna.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

Referencias

- Agulló, M. J., Filella, G., Soldevila, A. y Ribes, R. (2011). Evaluación de la educación emocional en el ciclo medio de Educación Primaria. *Revista de Educación*, 354, 765–783.
- Ascensio, M., Vila, M. G., Robles-García, R., Páez, F., Fresán, A. y Vázquez, L. (2012). Estudio de traducción, adaptación y evaluación psicométrica del Inventario de Miedos FSSC-II en una muestra de estudiantes de educación media superior. *Salud Mental*, 35, 195–203.
- Azpiazu, L., Esnaola, I. y Sarasa, M. (2015). Predictive capacity of social support on emotional intelligence in adolescence. *European Journal of Education and Psychology*, 8(1), 23–29.
- Burnham, J., Hooper, L. y Ogorchock, H. (2011). Differences in the fears of elementary school children in North and South America: A cross-cultural comparison. *International Journal for the Advancement of Counselling*, 33, 235–251. Disponible en: <http://link.springer.com/article/10.1007%2Fs10447-011-9131-7>
- Caballero Domínguez, C. C., Suárez Colorado, Y. P. y Bruges Carbonó, H. D. (2015). Characteristics of emotional intelligence in a group of higher education students with and without suicidal ideation. *Revista CES Psicología*, 8(2), 138–155.
- Cazalla-Luna, N. y Molero, D. (2014). Inteligencia emocional percibida, ansiedad y afectos en estudiantes universitarios. *Revista Española de Orientación y Psicopedagogía*, 25(3), 56–73. <http://dx.doi.org/10.5944/reop.vol.25.num.3.2014.13858>
- Franco, N., Pérez, M. A. y de Dios, M. J. (2014). Relación entre los estilos de crianza parental y el desarrollo de ansiedad y conductas disruptivas en niños de 3 a 6 años. *Revista de Psicología Clínica con Niños y Adolescentes*, 1(2), 149–156.
- Filella, G., Pérez-Escoda, N., Agulló, M. J. y Oriol, X. (2014). Resultados de la aplicación de un programa de educación emocional en Educación Primaria. *Estudios sobre Educación*, 26, 25–147.
- Giménez-Dasí, M. y Quintanilla, L. (2009). Competencia social, competencia emocional: una propuesta para intervenir en Educación Infantil. *Infancia y Aprendizaje*, 32(3), 359–373. <http://dx.doi.org/10.1174/021037009788964222>
- Herrera, F. (2000). La inmigración extranjera no comunitaria y la convivencia en contextos concretos: el caso de Ceuta. En Instituto de Estudios Ceutíes, *Monografía de los cursos de Verano de la Universidad de Granada en Ceuta* (12^a ed., pp. 357-359). Ceuta: Instituto de Estudios Ceutíes-Universidad de Granada.
- Kushnir, J., Gothelf, D. y Sadeh, A. (2014). Nighttime fears of preschool children: A potential disposition marker for anxiety? *Comprehensive Psychiatry*, 55, 336–341.
- Merchán, I. M., Bermejo, M. L. y González, J. D. (2014). Eficacia de un programa de educación emocional en Educación Primaria. *Revista de Estudios e Investigación en Psicología y Educación*, 1(1), 91–99.
- Miloyan, B., Bulley, A., Pachana, N. y Byrne, G. (2014). Social Phobia symptoms across the adult lifespan. *Journal of Affective Disorders*, 168, 86–90.
- Pacheco, H. P., Villagrán, R. S. y Guzmán, A. C. (2015). Estudio del campo emocional en el aula y simulación de su evolución durante un proceso de enseñanza-aprendizaje para cursos de ciencias. *Estudios Pedagógicos*, 41(1), 199–217.
- Pérez, M. D. (2000). El miedo y sus trastornos en la infancia. Prevención e intervención educativa. *Aula*, 12, 123–144.
- Pinto, B. M. D. C., Dutra, N. B., Filgueiras, A., Juruena, M. F. P. y Stíngel, A. M. (2013). Diferenças de gênero entre universitários no reconhecimento de expressões faciais emocionais. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 31(1), 200–222.
- Pulido, F. y Herrera, F. (2015). Influencia del miedo en el rendimiento académico juvenil: el contexto pluricultural de Ceuta. *Cuestiones Pedagógicas*, 24, 117–130.
- Sáez de Ocáriz, U., Lavega, P., Mateu, M. y Rovira, G. (2014). Emociones positivas y educación de la convivencia escolar. Contribución de la expresión motriz cooperativa. *Revista de Investigación Educativa*, 32(2), 309–326. <http://dx.doi.org/10.6018/rie.32.2.183911>
- Siqués, C. y Vila, I. (2014). Estrategias discursivas y aprendizaje de la lengua escolar: un estudio etnográfico en un aula de alta diversidad étnica y lingüística. *Cultura y Educación*, 26(2), 349–376.



Available online at www.sciencedirect.com

Acta de Investigación Psicológica

Psychological Research Records

Acta de Investigación Psicológica 7 (2017) 2635–2643

www.psicologia.unam.mx/acta-de-investigacion-psicologica/



Original

Measurement of the Jungian Psychological Types in Mexican university students

Medición de los tipos psicológicos junguianos en estudiantes universitarios mexicanos

María Elena Hernández-Hernández*, José María de la Roca Chiapas,
Luis Felipe García y Barragán

Departamento de Medicina y Nutrición, Universidad de Guanajuato, Blvd. Puente Milenio #1001, Fracción del Predio San Carlos, C.P. 37670 León, Mexico

Received 8 March 2017; accepted 17 March 2017

Available online 29 April 2017

Abstract

The aim of this study was to measure the eight Psychological Types proposed by Carl G. Jung in Mexican population. A cross-sectional, multicenter, exploratory study was carried out, for which a psychometric instrument based on Jungian typology theory was developed. The Psychological Type Indicator (ITP, for its acronym in Spanish) consisted of 8 subscales (one per psychological type). It was administered to a sample of 1194 participants and validated by the methodological and statistical procedure developed by Reyes Lagunes and García y Barragán. The participants were Mexican university students, ranging from 17 to 40 years (median = 21, IQR = 4; 63% female). The internal consistency of the instrument was determined, obtaining an alpha coefficient of 0.873. An exploratory factor analysis indicated a structure of 10 factors, which together explained 32.672% of the variance. Four of the found factors were consistent with Jungian typology (Introverted Feeling, Introverted Thinking, Extraverted Sensing and Extraverted Feeling). The rest of the factors grouped attributes of this theory, which enable a new way of assessing personality in Mexican population with reference on this model of personality.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Keywords: Psychological types; Personality; Validation; Scale development; Assessment

Resumen

El objetivo de este estudio fue medir los 8 tipos psicológicos propuestos por Carl G. Jung en población mexicana. Se llevó a cabo un estudio transversal, multicéntrico y exploratorio, en el cual se desarrolló un instrumento basado en la tipología junguiana. El Indicador de Tipos Psicológicos (ITP) se conformó por 8 subescalas (una por tipo psicológico). El instrumento fue administrado a una muestra de 1,194 estudiantes universitarios mexicanos provenientes de 3 estados distintos de la República Mexicana (Guanajuato, Jalisco y la Ciudad de México), y se validó por medio de la propuesta metodológico-estadística de Reyes Lagunes y García y Barragán. Los participantes fueron hombres y mujeres (37 y 63%, respectivamente) de entre 17 y 40 años de edad (mediana = 21, RIC = 4). Se determinó la consistencia interna del instrumento, obteniéndose un coeficiente alfa de 0.873. El análisis factorial exploratorio arrojó una estructura factorial compuesta por 10 factores, que en conjunto explicó el 32.672% de la varianza. De los

* Corresponding author.

E-mail address: mehernandezhernandez1@sheffield.ac.uk (M.E. Hernández-Hernández).

Peer Review under the responsibility of Universidad Nacional Autónoma de México.

<http://dx.doi.org/10.1016/j.aiprr.2017.03.002>

2007-4719/© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

10 factores encontrados, 4 fueron consistentes con la tipología junguiana (sentimiento introvertido, pensamiento introvertido, sensación extravertida y sentimiento extravertido). El resto de los factores agruparon atributos de la teoría junguiana, los cuales permiten una nueva forma de evaluar la personalidad en México de forma válida y confiable, con referencia a este modelo de personalidad.

© 2016 Universidad Nacional Autónoma de México, Facultad de Psicología. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Palabras clave: Tipos psicológicos; Personalidad; Validación; Desarrollo de escala; Evaluación

Introduction

The Psychological Types model proposed by Carl G. Jung in the 1920s posits the existence of eight characteristic types of a persistent general attitude, understanding as “attitude” the disposition of the mind for acting in a certain form and direction, in a predetermined way (Jung, 1995 [1921]). The theory assumes the existence of innate preferences for gaining energy, gathering information, taking decisions and, in general, orienting oneself toward the world (Tucker, 2010). Additionally, this theoretical approach tries to understand the point of view from which the individual experiences the unconscious (Beebe, 2004). Thus, Jung suggests two fundamental attitudes: introversion and extraversion, which are originated by the concepts of “object” and “subject”. Jung defines the “object” and the “objective” as everything that belongs to the real, external and tangible world; on the other hand, the “subject” and the “subjective” represents conceptions that corresponds fundamentally to the person’s psyche (Jung, 1995 [1921]). According to the theory, four functions emerge: Thinking, Feeling, Sensing and Intuition. The functions involve the way the individual relates to the immediate surrounding, and how information is extracted from the environment (Robertson, 2006). If each attitude is combined with a different function, eight psychological types will be obtained (Fig. 1).

Since its creation, this theory has been embraced by a large number of professionals of different areas of psychology. It has proven being fruitful in the therapeutic context, and clinically useful for providing a framework to understand individual differences in behavior (Osmond, Siegler, & Smoke, 1977). However, an increasing number of psychology professionals have questioned this theory in the past decades, as its empirical support has not been fully demonstrated (Loomis, 1982). This Jungian personality model has been difficult to operationalize and to empirically demonstrate (Davis

& Mattoon, 2006). According to some authors, Jung himself found difficult “typifying” his patients, coming to believe that his typology could have been just a word-play (Osmond et al., 1977). Other difficulties revolves around accurately understanding the introverted attitude from an objective perspective, since it depends strongly of archetypes and mental images that cannot be easily communicated (McCrae & Costa-Jr, 1989). Likewise, the descriptions given by Jung about each type make strong reference to the unconsciousness, propitiating that attitudes and functions overlap with each other (McCrae & Costa-Jr, 1989). A study conducted by Cook (1970) indicated the only genuine bipolarity in this typology was extraversion/introversion. Moreover, Gray (1947) also pointed a temporal instability in the theory, finding that, in a lapse of 5 years, people tends to use more sensation and thinking than in their youth, and also develop a more introverted attitude.

In spite of these difficulties, psychometric instruments that measure Jungian typology have been developed. The Myers-Briggs Type Indicator (MBTI) is the most widely used test based in this theory (Mattoon & Davis, 1995). It measures 16 Psychological Types instead of eight, since two additional dimensions that were added by Katherine Briggs and Isabel Briggs-Myers to Jung’s original model: “Judging” and “Perceiving”. Judging focuses in a preferred lifestyle in the sense of order, meanwhile Perceiving indicates a preference for a less structured approach to life (Arnau, Green, Rosen, Gleaves, & Melancon, 2003). This 16-type structure was later used in several subsequent Jungian typology instruments. Despite its extensive use and its influence on other test, the MBTI has been target of numerous controversies. The authors of the test, Katherine Briggs and Isabel Briggs-Myers were outsiders from the scientific community, thus, their incursion into the field of personality assessment has been questioned by theorists and researchers (Cranton & Knoop, 1995). Furthermore, the instrument is not isomorphic with the theory on which it is based, since it measures 16 types and not eight. Therefore, using the

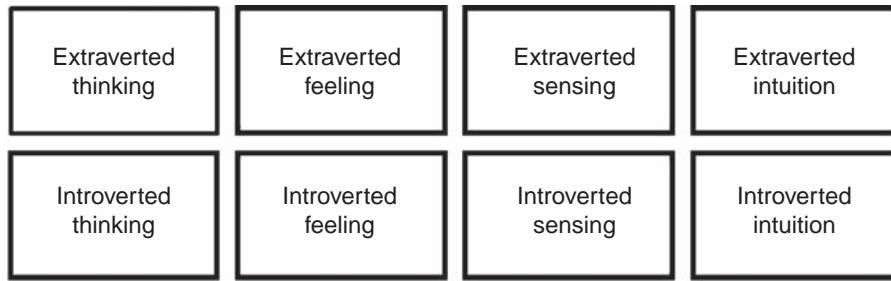


Fig. 1. Original model of the 8 psychological types proposed by Carl G. Jung.

MBTI to measure Jungian typology must be considered with caution (McCrae & Costa-Jr, 1989).

Referring to the psychometric aspects of the MBTI, some studies have evidenced the low test-retest reliability, showing that, even when the interval between applications is short (5 weeks), about 50% of respondents will fall into a different MBTI type (Pittenger, 1993). In addition, it is called into question the relevance of reducing each type in a dichotomous scales, since Jung acknowledges the existence of intermediate positions between attitudes and functions, whereas in the MBTI these are mutually exclusive (McCrae & Costa-Jr, 1989). Studies conducted have questioned the bipolarity of the theory, claiming that the functions should be measured independently instead of a forced-response format (Loomis, 1982). Myers and McCaulley, (cited by Vacha-Haase & Thompson, 2002) suggest that the MBTI scores were designed to show the direction of the preference, not its intensity. Other authors consider the forced-response format as a “statistical artifact that will inherently yield spurious negative correlations between the answers to the items” (Girelli & Stake, 1993).

A way to obtain evidence for the validity of a psychometric instrument and the theory on which it is based is by a factor analysis that reflects its underlying constructs (Morales Vallejo, 2013). Factor analysis of previous inventories designed to measure Jung’s typology, failed in evidencing that the tests measured what it intended to measure (Loomis, 1982). Without this evidence, no psychometric instrument that purports measuring this theory will have the necessary empirical basis required for experimental research or clinical application. In Mexico, no studies that intend to measure Jungian typology have been developed. Even though there is a Spanish translated version of the MBTI, it is not adapted nor validated specifically for Mexican population, hence, it lacks of semantic and cultural relevance (García y Barragán, García Campos, & Reyes Lagunes, 2017). The Ethical Code of the Psychologist states explicitly

the psychologist’s obligation of using culturally relevant assessment techniques in its 18th article (Sociedad Mexicana de Psicología, 2010).

Given the above, the following research question was formulated: Does the eight original Psychological Types proposed by Carl G. Jung exist in Mexican population? Measuring the typology in this specific context will allow to obtain evidence of its validity for the first time in this country. The findings by this study could serve as a guideline for the mental health professional when choosing an assessment method. It is necessary to have methods of psychological assessment that are supported by solid scientific evidence, and, in addition, that are semantically and culturally relevant to the particular geographical context in which they will be applied (García y Barragán et al., 2017). In addition, the test resulting from this study can serve as an alternative to the MBTI, since its use without certification or its modification might result in a conflict with the MBTI publishers.

Method

Participants

The sample consisted of 1194 Mexican University students from three different schools, each one located in different cities of the country. Four hundred and forty five men (37.3%) and 749 women (62.7%) participated. The age range was between 17 and 40 years old (median = 20, IQR = 4). According to the declared sexual orientation, 1086 participants indicated being heterosexual (men = 87.4%, women = 93%), 39 homosexual (men = 5.6%, women = 1.8%) and 41 bisexual (men = 3.3%, women = 3.4%); 28 participants did not indicate their sexual orientation (men = 3.5%, women = 1.6%). The students belonged to 40 different academic programs, both undergraduate and graduate. About half of the sample (52.1%) corresponded to academic programs from the health sciences area, from which the 25% were psychology students.

Table 1
ITP subscales.

Subscale	Items
Extraverted Thinking	11 – 12 – 15 – 28 – 38 – 55 – 58 – 75 – 83 – 87 – 89 – 91
Introverted Thinking	1 – 6 – 13 – 16 – 24 – 37 – 40 – 65 – 69 – 79 – 82 – 90
Extraverted Feeling	14 – 30 – 45 – 51 – 57 – 59 – 61 – 80 – 84 – 86 – 92 – 93
Introverted Feeling	2 – 4 – 19 – 22 – 33 – 43 – 47 – 50 – 52 – 66 – 70 – 72
Extraverted Sensing	25 – 27 – 44 – 46 – 54 – 56 – 60 – 68 – 77 – 81 – 85 – 95
Introverted Sensing	3 – 5 – 10 – 21 – 31 – 49 – 63 – 71 – 73 – 88 – 94 – 96
Extraverted Intuition	8 – 17 – 23 – 26 – 32 – 35 – 36 – 39 – 41 – 53 – 62 – 67
Introverted Intuition	7 – 9 – 18 – 20 – 29 – 34 – 42 – 48 – 64 – 74 – 76 – 78

Note: Subscales that originally conformed the first version of the ITP along with the item numbers that conformed each subscale.

Instrument

The Psychological Type Indicator (ITP) consisted of eight sub-scales (one per psychological type), each one composed by 12 items, giving a total of 96 items (Table 1). Its reliability was calculated by a previous pilot study, where an alpha coefficient of 0.909 was obtained. Each item corresponded to a statement that reflected a specific characteristic of a type. The participant indicated the level of agreement or disagreement with the statement through a Likert scale, where 1 represented total disagreement and 5 indicated a total agreement.

Procedure

This was a cross-sectional, multicentric and exploratory study, since this was the first approach from the typology toward Mexican Population. The first step was the development of a set of 172 items that were later evaluated by 5 judges. Only the items in which all judges manifested agreement remained in the test, remaining a total of 114 items. The pilot test was administered to a sample of 163 university students, and with these results, a preliminary validation of the test was implemented to make the necessary corrections, and then obtaining the final version of the instrument. The test was administered in person in three different Mexican universities. In order to guarantee the confidentiality of the data, any personal information was omitted, and instead, a different identification number was added to each test. Special emphasis was made on the voluntary nature of the student's participation, and in the absence of negative consequences if the student refused to participate. The research protocol was revised and approved by the Research Committee of the University of Guanajuato.

Results

For the validation of the instrument, the methodological proposal by Reyes Lagunes and García y Barragán (2008) was implemented. A frequency analysis was made to verify that every response option in each item was scored; on the contrary, it should be eliminated. In the case of the ITP, it was not necessary to eliminate any item in this step, since all of the choice options resulted attractive for the participants. A *t*-test for independent samples was then carried out to ensure that every item was able to discriminate between low and high scores. According to this step, 9 items were eliminated for not evidencing such discrimination. Reliability was analyzed through Cronbach's Alpha, obtaining a coefficient of 0.873 for the whole scale, which reflects good internal consistency. A Pearson's correlation was implemented to determine the type of rotation to use in the incoming exploratory factor analysis. Correlations were low, thus, an exploratory factor analysis with orthogonal rotation was carried out. A structure composed by 10 factors (Table 2) was obtained, which collectively explained the 32.672% of variance. Four of those 10 factors were congruent with Jung's Typology: Introverted Feeling, Introverted Thinking, Extraverted Feeling and Extraverted Sensing (Table 3).

The remaining factors found in this study grouped, mostly, items belonging to the same attitude (introverted/extraverted) without recognizing between functions; which coincides with Cook's findings (1970), since he concluded that only this bipolarity seems to be genuine. Cronbach's alpha for the resulting factor structure, which finally was composed of 40 items, resulted in 0.808 coefficient, indicating again good internal consistency. The factors lacking of theoretical congruence were re-evaluated qualitatively, this in order to determine the common measurement trait among items, and it was

Table 2
Final factor structure.

Item	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	F10
43 I find it hard explaining my feelings to others	.780	.096	.060	.155	.097	.136	-.016	-.010	.056	.043
33 I can't find a way for expressing my feelings	.747	.071	.077	.114	.114	.095	-.065	.006	.128	.027
19 Is hard for me explaining my emotions with words	.741	.013	-.024	.067	.141	-.009	-.004	.016	.048	-.014
47 Is hard for opening myself to others	.659	.253	-.009	-.051	.074	.023	.012	.033	-.065	.011
52 I rather reserving my feelings	.652	.257	.034	.018	.044	.053	.033	.034	.008	-.056
69 I don't say what I think	.544	.157	.273	-.001	.074	.075	-.034	.153	.034	-.065
86 Sometimes I don't say what I really think	.476	.076	.316	.050	-.042	.187	.119	-.072	-.125	-.023
79 I think I'm a cold person	.444	.211	-.184	.035	.079	.121	-.173	-.019	.174	-.031
24 I like more being alone than surrounded by people	.207	.783	-.071	.032	.047	.040	-.067	.014	.119	-.052
21 Being isolated satisfies me	.253	.683	.060	-.003	.062	.096	.002	-.035	.007	-.049
90 Being surrounded by others exhausts me	.112	.612	-.041	.111	.134	.125	-.027	-.044	.044	-.017
1 I rather working alone than in team	.064	.525	.131	.085	.026	.033	.029	-.100	.077	.041
93 People's criticisms affect me	.066	.057	.690	.090	.159	.200	-.002	-.085	-.022	-.075
84 I'm willing to say what others wants to hear in order to being accepted	.195	.018	.586	-.039	.092	.047	-.278	.001	.127	-.017
57 Feeling appreciated by others is important for me	-.107	-.026	.582	.084	-.048	.040	.124	.208	-.066	.027
92 I take care of others more than myself	.068	.007	.534	.119	.161	.082	-.014	-.002	-.077	.059
9 I'm very impulsive	.087	.057	.028	.785	.036	.008	-.010	.094	-.008	.001
42 I take decisions impulsively	.153	.021	.126	.755	.155	.071	-.060	.050	.024	.098
4 I explode when I have intense feelings	.024	.110	.098	.525	.010	.135	.109	.052	-.001	.112
3 I don't enjoy my routine	-.096	.034	-.027	-.010	-.684	-.018	-.040	-.038	.007	-.018
18 I can't adapt to my daily grind	.158	.128	.130	.125	.650	.114	-.110	-.045	.150	-.018
40 I feel like an outsider in this world	.210	.360	.039	.016	.464	.181	-.002	-.046	-.098	.061
31 I'm an unstable person	-.130	-.129	-.111	-.245	-.427	-.075	.111	.100	.140	.004
16 I find it hard adapting to my surroundings	.311	.235	.100	.083	.409	.048	.010	-.041	-.001	-.175
94 I usually get lost into details	.105	.126	.210	.026	.073	.667	.009	.080	-.084	.044
95 Sometimes, insignificant details distract me from what I do	.122	.063	.134	.087	.105	.646	.093	.089	-.103	.065
81 Is hard for me to listen other's advices	.202	.025	.047	.181	.120	.472	-.052	-.123	.215	-.111
34 People say I have my head in the clouds	.167	.099	.094	.301	.191	.419	-.084	-.002	-.059	.109
54 I like the feeling of being outside	-.030	.001	-.136	-.019	-.001	.091	.661	.115	-.081	.116
55 I take decisions according to my current circumstances	.046	-.045	.067	.076	.071	.017	.568	.169	.004	.026
46 Actions are more important than words	-.013	-.026	.110	.032	-.116	-.184	.434	.315	.006	.204
38 Is better knowing a Little of everything than a lot of only one thing	.052	-.068	.072	.049	-.007	.007	.125	.650	.072	-.096
60 I need experimenting things in order to understand them	.066	.033	.063	.114	.018	.204	.021	.636	.070	.253
96 I think experience is the best way for gaining knowledge	.016	-.013	-.045	.057	-.055	.013	.198	.620	-.044	.124
25 I give importance only to what is concrete and real	-.007	.110	-.071	-.073	-.047	-.044	.041	.156	.708	.017
44 I consider important only what is tangible	.151	.052	.079	.090	.042	-.040	-.071	-.004	.699	.081
64 I think everything can be rationally understand	.066	.001	.156	.089	-.126	.070	.212	.189	-.415	.064
62 I feel more attracted to new than conventional ideas	.009	-.097	.045	.023	.015	.027	.059	.231	.047	.676
67 I like taking risks	-.081	-.068	-.116	.125	.027	.016	.039	.051	-.021	.561
48 I dislike jobs that limit my creativity	.024	.088	.010	.017	-.086	.078	.282	-.064	.044	.552
Cronbach's Alpha	.831	.707	.608	.667	.171	.622	.540	.540	.064	.433
Mean	22.20	10.70	10.85	8.75	13.89	11.03	12.42	11.40	9.24	10.24
Standard deviation	6.58	3.35	3.061	2.916	2.305	3.154	1.992	2.309	1.906	2.176

Note: F=factor. Factor loadings >.40 are on bold. Extraction Method: Principal Component Analysis. Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization. The rotation converged in 41 iterations.

Table 3
Factors congruent with Jung's Typology.

Factor	Items that belong to the factor	Subscale for which the item was originally created
1	43 I find it hard explaining my feelings to others	Introverted Feeling
	33 I can't find a way for expressing my feelings	
	19 Is hard for me explaining my emotions with words	
	47 Is hard for opening myself to others	
	52 I rather reserving my feelings	
	69 I don't say what I think	
	86 Sometimes I don't say what I really think	
79 I think I'm a cold person		
2	24 I like more being alone than surrounded by people	Introverted Thinking
	21 Being isolated satisfies me	
	90 Being surrounded by others exhausts me	
	1 I rather working alone than in team	
3	93 People's criticisms affect me	Extraverted Feeling
	84 I'm willing to say what others wants to hear in order to being accepted	
	57 Feeling appreciated by others is important for me	
9	92 I take care of others more than myself	Extraverted Sensing
	25 I give importance only to what is concrete and real	
9	44 I consider important only what is tangible	Extraverted Sensing
	64 I think everything can be rationally understand	

Note: Factors that were congruent with the original Jung's typology after the exploratory factor analysis.

Table 4
Factor recoding.

Factor	Item	Subscale for which the item was created	Recoding
4	9 I'm very impulsive	Introverted Intuition	Introverted Impulsivity
	42 I take decisions impulsively	Introverted Intuition	
	4 I explode when I have intense feelings	Extraverted Feeling	
5	3 I don't enjoy my routine	Extraverted Intuition	Introverted Dereliction
	18 I can't adapt to my daily grind	Introverted Intuition	
	40 I feel like an outsider in this world	Introverted Thinking	
	31 I'm an unstable person	Extraverted Intuition	
6	16 I find it hard adapting to my surroundings	Introverted Thinking	Introverted Precision
	94 I usually get lost into details	Introverted Sensing	
	95 Sometimes, insignificant details distract me from what I do	Extraverted Sensing	
	81 Is hard for me to listen other's advices	Extraverted Sensing	
7	34 People say I have my head in the clouds	Introverted Intuition	Extraverted Realism
	54 I like the feeling of being outside	Extraverted Sensing	
	55 I take decisions according to my current circumstances	Extraverted Thinking	
8	46 Actions are more important than words	Extraverted Sensing	Extraverted Practicity
	38 Is better knowing a Little of everything than a lot of only one thing	Extraverted Thinking	
	60 I need experimenting things in order to understand them	Extraverted Sensing	
10	96 I think experience is the best way for gaining knowledge	Introverted Sensing	Extraverted Audacity
	62 I feel more attracted to new than conventional ideas	Extraverted Intuition	
	67 I like taking risks	Extraverted Intuition	
	48 I dislike jobs that limit my creativity	Introverted Intuition	

Note: Factors that grouped items from different scales from which they were created for. These factors were individually assessed to determine the similarities within the items that they gathered for their posterior recoding.

subsequently recoded (Table 4). This represents a reinterpretation of the theory, resulting in a proposal to measure personality through attributes of Jungian typology.

Percentiles of the 10 factors were obtained (Table 5), this in order to determine the intensity of the preference of each type: Scores below the 20th percentile indicated a very low preference, below the 40th percentile indicated low preference, below the 60th indicated a medium preference, below the 80th percentile indicated a high preference, and from percentile 81 and above will be considered as a very high preference.

Jung posited that one of the types, the Introverted Sensing, is more common in women (Jung, 1995 [1921]), and later Robertson (2006) retook to this issue claiming that it is also highly prevalent in homosexual men. However, in the present study, it was found that only 32% of homosexual men show high or very high scores in

this psychological type. In the case of women, 35.7% presented high or very high scores. In both cases, scores were distributed more or less homogeneously in all levels of preference (Table 6).

Discussion

Jungian typology has stimulated a considerable quantity of research, nevertheless, research focused on verifying the typology per se still insufficient. Studies that have evaluated the validity of various instruments in Jungian typology have shown similar results to this research, since the found factor structures have been only partially consistent with the theory (Arnau, Rosen, & Thompson, 2000; Davis & Mattoon, 2006; Johnson, Mauzey, Johnson, & Murphy, 2001; Loomis, 1982; Macdonald & Holland, 1993; Sipps, Alexander,

Table 5
Percentile scores.

Percentile	Intr Feel	Intr Thin	Extr Feel	Extr Sens	Intr Impu	Intr Dere	Intr Prec	Extr Real	Extr Prac	Extr Auda
1	8	4	4	3	9	4	4	5	5	4.87
5	11	6	6	4	10	6	9	7	6	7
10	13	6	7	5	11	7	10	8	7	8
15	15	7	8	6	12	8	11	9	7	8
20	17	8	8	6	12	8	11	10	8	9
25	18	8	9	7	12	9	11	10	8	9
30	18	9	9	7	13	9	12	10	8	9
35	19	9	10	7	13	10	12	11	8	9
40	20	10	10	8	13	10	12	11	9	10
45	21	10	10	8	13	11	12	11	9	10
50	22	10	11	9	14	11	13	12	9	10
55	23	11	11	9	14	11	13	12	9	11
60	24	12	12	9	14	12	13	12	10	11
65	25	12	12	10	15	12	13	13	10	11
70	26	12	12	10	15	13	14	13	10	11
75	27	13	13	11	15	13	14	13	10	12
80	28	14	13	11	16	14	14	13	11	12
85	29	14	14	12	16	14	14	14	11	12
90	31	15	15	13	17	15	15	14	12	13
95	33.4	16	16	14	18	16	15	15	13	14
99	38	19	18	15	20	18	15	15	14	15



Note: Percentile values for the 10 ITP subscales that indicate the intensity of the preference of each type.

Table 6
Introverted Sensing Type scores for women and homosexual men.

Women (mean, %)		Homosexual men (mean, %)	
Very high	117 (17.25%)	Very high	4 (16%)
High	126 (18.5%)	High	4 (16%)
Medium	152 (22.4%)	Medium	5 (20%)
Low	116 (17.1%)	Low	6 (16%)
Very low	167 (24.6%)	Very low	6 (16%)
Total	678 (100%)	Total	25 (100%)

Note: Comparison of the proportion of Introverted Sensing scores between women and homosexual men, on its different levels of preference.

& Friedt, 1985; Woehlke & Piper, 1980). The causes for these results can be viewed from several perspectives. There is a possibility of some flaw with the instruments that are designed to measure the theory, resulting in a failure to properly assess the types (Loomis, 1982). Moreover, it is possible that Jung's theory contains structural problems that are blocking the progress in its understanding and validation (Metzner, Burney, & Mahlberg, 1981). The results of previous research, together with the present findings, seem to indicate the last point.

It is necessary to question if researchers have been actually failing periodically, even with different instruments and different methodologies, in properly measuring the typology. The evidence seems to indicate that the theory has failed in establishing clear differences between types, and this could be due their similarities, since they share common characteristics proper of the introverted or extraverted attitude, and in the way in which the types manifest the unconscious. Therefore, as evidenced by the present investigation, it is possible to assess the personality by certain attributes of Jungian Typology, but the original structure proposed by Jung seems to be flawed. The question that could arise now is, how is that instruments based in Jung's Typology continue being so extensively used? A possible answer could be the high *facie* validity of the instrument, since, both users and appliers, can easily identify themselves or others with one of the types (Vacha-Haase & Thompson, 2002). Besides, this theory gives the same value to every single type: each one of them is worthy and none is better than other. The MBTI is one of the most popular personality assessment tools worldwide (Shi & Yang, 2009). Its popularity could be erroneously interpreted as an indicator of its accuracy and utility, which propitiates its indiscriminate use without even questioning the test's basis (Pittenger, 1993). It is also important to consider the economic interests involved, since, to have access to the MBTI, it is necessary to go through a certification process that implies a considerable financial investment (Cunningham, 2012).

On the subject of the Introverted Feeling type and its high prevalence in women and homosexual men, it is worth mentioning that the assumptions made by Jung and Robertson may correspond only to stigmas proper of the time in which the theory was developed, and that will not necessarily reflect nowadays' reality. Nevertheless, it is suggested to carry out subsequent studies that tests these particular hypotheses. Like any research, ours is not exempt of weaknesses. The sampling was uneven in the proportion of men and women, in the age of the participants and in their academic program. In subsequent studies, it is suggested a more randomized sampling method, and also to include open or clinical population, since several other studies investigating this topic have only included university students. Note that the students participating in this project were subjected to a screening process for entering to their respective programs of study, as part of their admissions process, which could be influencing the results obtained in the present study. Even with these weaknesses, and since this was an exploratory research, we strongly believe that this first approach of the theory to Mexican population can be useful for further studies with different designs.

For a copy of the final test that resulted from this validation and its manual, please contact the correspondent author.

Funding

Funding was obtained through the "Call of support for transversal research projects, 2013", from the University of Guanajuato.

Conflict of interest

The authors have no conflicts of interest to declare.

Acknowledgements

To each and every single one of the students and professors, who kindly gave us their time and willingness for participating on this study.

References

- Arnau, R. C., Green, B. A., Rosen, D. H., Gleaves, D. H., & Melancon, J. G. (2003). Are Jungian preferences really categorical? An empirical investigation using taxometric analysis. *Personality and Individual Differences*, (34), 233–251.
- Arnau, R. C., Rosen, D. H., & Thompson, B. (2000). Reliability and validity of scores from the Singer-Loomis Type Deployment Inventory. *Journal of Analytical Psychology*, 409–426.
- Beebe, J. (2004). Understanding consciousness through the theory of psychological types. In J. Cambrey, & L. Carter (Eds.), *Joseph Cambrey and Linda Carter* (pp. 83–115). Londres-Nueva York: Brunner-Routledge.
- Cook, D. A. (1970). *Is Jung's typology true? A theoretical and experimental study of some assumptions implicit in a theory of personality types*. Michigan: Duke University.
- Cranton, P., & Knoop, R. (1995). Assessing Jung's psychological types: The PET type check. *Genetic, Social & General Psychology Monographs*, 121(2), 249.
- Cunningham, L. (2012, December 14). *Myers-Briggs: Does it pay to know your type?* The Washington Post.
- Davis, M. F., & Mattoon, M. A. (2006). Reliability and validity of the Gray-Wheelwrights Jungian Type Survey. *European Journal of Psychological Assessment*, 22(4), 233–239.
- García y Barragán, L. F., García Campos, T., & Reyes Lagunes, I. (2017). *Propuesta de procedimiento para la adaptación de instrumentos psicológicos culturalmente relevantes*. (In press).
- Girelli, S. A., & Stake, J. E. (1993). Bipolarity in Jungian type theory and the Myers Briggs Type Indicator. *Journal of Personality Assessment*, 60(2), 290–301.
- Gray, H. (1947). Psychological types and changes with age. *Journal of Clinical Psychology*, (3), 273–277.
- Johnson, W. L., Mauzey, E., Johnson, A. M., & Murphy, S. D. (2001). A higher order analysis of the factor structure of the Myers-Briggs Type Indicator. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 34(2), 96–108.
- Jung, C. G. (1995 [1921]). *Los Tipos Psicológicos*. Buenos Aires, Argentina: Editorial Sudamericana.
- Loomis, M. (1982). A new perspective for Jung's typology. The Singer-Loomis Inventory of Personality. *Journal of Analytical Psychology*, 27(1), 59–69.
- Macdonald, D. A., & Holland, C. J. (1993). Psychometric evaluation of the Singer-Loomis Inventory of Personality. *Journal of Analytical Psychology*, 38(3), 303–320.
- Mattoon, M. A., & Davis, M. (1995). The Gray-Wheelwrights Jungian Type Survey: Development and history. *Journal of Analytical Psychology*, 40(2), 205–234.
- McCrae, R. R., & Costa-Jr, P. T. (1989). Reinterpreting the Myers-Briggs type indicator from the perspective of the five-factor model of personality. *Journal of Personality*, 57(1), 17–40.
- Metzner, R., Burney, C., & Mahlberg, A. (1981). Towards a reformulation of the typology of functions. *Journal of Analytical Psychology*, 26(1), 33–47.
- Morales Vallejo, P. (2013, September 15). *El Análisis Factorial en la construcción e interpretación de tests, escalas y cuestionarios*. Madrid: Madrid, España.
- Osmond, H., Siegler, M., & Smoke, R. (1977). Typology revisited: A new perspective. *Psychological Perspectives: A Quarterly Journal of Jungian Thought*, 8(2), 206–219.
- Pittenger, D. J. (1993). Measuring the MBTI. and coming up short. *Journal of Career Planning and Employment*, 54(1), 48–53.
- Reyes Lagunes, I., & García y Barragán, L. F. (2008). Procedimiento de validación psicométrica culturalmente relevante: Un ejemplo. In R. Aragón, R. Díaz Loving, R. Sánchez Aragón, & I. Reyes Lagunes (Eds.), *La Psicología Social en México, vol. XII* (pp. 625–636). México: AMEPSO.
- Robertson, R. (2006). *Introducción a la psicología Junguiana* (2nd ed.). Buenos Aires: Obelisco Editions.
- Shi, R., & Yang, Y. (2009). Exploring the construct validity of the Chinese version of the Myers-Briggs Type Indicator-G. *Social Behavior and Personality*, 37(5), 591–600.
- Sipps, G. J., Alexander, R. A., & Friedt, L. (1985). Item analysis of the Myers-Briggs type indicator. *Educational and Psychological Measurement*, 45(789), 789–796.
- Sociedad Mexicana de Psicología. (2010). *Código Ético del Psicólogo*. México DF: Trillas.
- Tucker, J. (2010, June). *Optimizing Myers-Briggs type indicator training: Practical applications*. VA, USA.
- Vacha-Haase, T., & Thompson, B. (2002). Alternative ways of measuring counselee's Jungian Psychological-Type preferences. *Journal of Counseling & Development*, 80(2), 173–179.
- Woehlke, P. L., & Piper, R. B. (1980). Factorial validity of the Jungian Type Survey. *Educational and Psychological Measurement*, 40, 1051–1058.

Lineamientos para los autores

La Revista Acta de Investigación Psicológica (AIP) tiene como propósito publicar simultáneamente en papel y en forma electrónica artículos científicos originales de investigación empírica en todos los ámbitos de la psicología. El manuscrito no debe someterse al mismo tiempo a consideración de otra revista. Además, se debe garantizar que los contenidos del manuscrito no han sido publicados y que todas las personas incluidas como autores han dado su aprobación para su publicación.

Se pueden someter a la revista manuscritos describiendo investigación original en español o en inglés. En ambos casos, la primera página debe incluir el título en ambos idiomas, el título no mayor a 85 caracteres incluyendo espacios, se recomienda que sea claro, preciso y que contenga las variables del estudio, nombre(s) del(os) autor(es) completo(s) y afiliación institucional. En la parte inferior de la página se debe incluir el nombre del autor o el de la autora a quien se dirigirá cualquier correspondencia, número telefónico, correo electrónico y domicilio completo.

El manuscrito debe presentarse en un único documento, escrito a doble espacio con letra Arial 12 puntos, y no debe exceder de 25 páginas, incluyendo tablas y figuras. El formato del texto debe apegarse estrictamente al Manual de Estilo de Publicaciones APA (6ta. edición en inglés) y a los lineamientos descritos a continuación.

En la segunda y tercera páginas debe presentarse el título en los dos idiomas, en caso de que el manuscrito este en Español, llevará un resumen con un máximo de 200 palabras, y en Inglés un abstract de 300 a 400 palabras, en caso de que el texto este en Inglés un abstract de 200 palabras y un resumen en Español de 300 a 400 palabras.

Se deberá incluir también 5 palabras clave en español y 5 en inglés. Se recomienda que las palabras claves se refieran a las variables del estudio, la población, la metodología utilizada, al campo de conocimiento, el país donde se llevó a cabo la investigación. Debido a que la revisión editorial se realiza de forma anónima por 2 jueces, es responsabilidad del autor verificar que dentro del cuerpo del artículo no haya elementos que puedan identificar a los autores.

En las páginas siguientes debe aparecer el cuerpo del manuscrito, marco teórico, método, resultados, discusión y referencias. En el mismo archivo, al final del cuerpo del manuscrito, en páginas separadas, deben aparecer las leyendas de figuras y tablas, las figuras, las tablas, los anexos y nota del autor. Dentro del texto del artículo se debe señalar claramente el orden de aparición, y su formato se apegará estrictamente al formato APA.

Dado el corte estrictamente empírico de la publicación, es indispensable que la introducción justifique claramente la importancia del problema de investigación, el cual debe derivarse directamente de la revisión de la investigación antecedente relevante, incluyendo resultados contradictorios, vacíos en el conocimiento y/o ausencia de conocimiento que el estudio pretenda resolver. En la sección de método deberá incluir la formulación de las hipótesis o las preguntas de investigación en las que se consideraren claramente las variables de estudio y se vinculen directamente con el problema. Las hipótesis o preguntas de investigación deben considerar clara y exclusivamente las variables del estudio, es decir, que se vinculan directa y explícitamente con el problema de investigación, enuncian claramente la dirección de la relación entre las variables y están apoyadas por la revisión de la literatura.

Incluya una descripción amplia y clara de la muestra, procedimientos y mediciones. En el apartado de resultados presente solo datos que se derivan de las hipótesis de estudio y asegure que los análisis estadísticos sean pertinentes. Se ha de proveer información de la magnitud de los efectos, así como de la probabilidad de todos los resultados significativos. Los datos que apoyen los resultados de la investigación deberán conservarse por 5 años después de la publicación, para garantizar que otros profesionales puedan corroborar los argumentos que se sostienen en el trabajo escrito, siempre y cuando al hacerlo no se violen derechos legales o éticos. Por último, la discusión debe derivarse congruente y directamente del marco teórico, la pregunta de investigación y los resultados obtenidos. Finalmente, asegurarse de que cada una de las referencias debe estar citada en el texto y cada cita debe estar en la lista de referencias.

El manuscrito debe enviarse a través del sistema de gestión de manuscritos EES en la siguiente dirección: **<http://ees.elsevier.com/aiprr>**, donde el autor encontrará toda la información necesaria para el envío. Con este rápido y sencillo método podrá seguir directamente, a través de la página web, el estado del artículo durante todo el proceso de revisión.

Todo manuscrito sometido a AIP se someterá a un filtro inicial, antes de ingresar al proceso editorial. Una vez soslayado este cedazo, se revisarán manuscritos de investigación que cumplan con rigor conceptual y metodológico; esta decisión depende de los miembros del Consejo Editorial, de dictaminadores y en última instancia, del Editor. Los autores de los artículos aceptados deben proveer por escrito las autorizaciones de material con derechos de autor, como pruebas psicológicas, fotografías, figuras, tablas, entre otros, que son utilizados en su artículo.

Proceso editorial

El proceso de recepción, evaluación, dictamen y publicación que se sigue en la revista es el siguiente:

- El Autor principal lee y acepta las políticas de publicación de la revista y será el encargado del seguimiento y comunicación con la misma.
- El Autor principal prepara y envía su artículo y autorizaciones de acuerdo al formato solicitado.
- El Editor recibe el material y revisa que cumpla con los requisitos establecidos (formato, autorizaciones, etc.), de no ser así, se devuelve al Autor para su corrección y posterior postulación. Sí el artículo cumple con todos los requisitos establecidos, el Editor emite confirmación de la recepción y del envío a revisión del artículo. El Editor selecciona a los miembros del Comité Editorial que realizarán la revisión del artículo (entre 2 y 3 miembros).
- Los miembros del Comité Editorial seleccionados, que desconocen la (s) autoría (s) del manuscrito, revisan y emiten un dictamen razonado sobre el artículo basado en la rigurosidad científica, el impacto de la contribución, la congruencia del método de investigación, la sistematicidad y lo adecuado de los resultados, la claridad y contundencia de los argumentos de la presentación (tiempo estimado: 4 semanas máximo).
- El Editor recibe y pondera las evaluaciones de los revisores y emite alguno de los siguientes dictámenes:
 - 1) Aprobado para publicación.
 - 2) Aprobado para publicación condicionado a los cambios sugeridos.
 - 3) Cambios sugeridos mayores que requieren de una nueva evaluación.
 - 4) La temática, contenido, abordaje o metodología no corresponden a los criterios de evaluación de la revista.
- En el caso 2, el Editor hace del conocimiento del Autor los cambios sugeridos al artículo para su publicación.
- El Autor recibe y realiza los cambios sugeridos al artículo, y en un plazo máximo de 4 semanas a partir de conocer los cambios sugeridos remite el artículo corregido al Editor.
- El Editor revisa los cambios y en caso de requerirse sugiere tantas modificaciones como sean necesarias. El Autor las realiza y lo reenvía al Editor
- En el caso 3, el Autor realiza los cambios sugeridos y lo reenvía al Editor quien a su vez lo envía a evaluación por el Comité Editorial.
- Una vez aceptado un manuscrito sin cambios adicionales, el Editor informará a todos los autores el número de la revista donde será publicado su artículo, conciliando la composición y tamaño de cada uno.
- Cuando el número es publicado, se proporcionarán dos revistas a cada autor.

Guidelines for Authors

The purpose of Psychological Research Records (PRR) is to publish original empirical scientific articles in all fields of psychology, simultaneously in hard copy and electronically. Contents of submitted manuscripts should be approved by all authors and have not appeared in other publications. In addition, manuscripts should not be sent to consideration in other journals while in the process of evaluation.

Articles describing original empirical research may be submitted either in English or in Spanish. In any case, the cover page should include title in both languages, no longer than 85 characters with spaces included. The title should be clear, precise and include variables under study, complete names of authors and institutional affiliation. As a footnote to this first page, interested parties should include the full name of author to whom correspondence should be directed, phone number, e-mail and full address.

Manuscripts must be submitted electronically via the journal Editorial System, accessible at: <http://ees.elsevier.com/aiprr>, where the information required for their submission can be found. The use of this resource enables the state of the manuscript to be followed through the page indicated.

Manuscripts must be sent in one single document, double spaced, Arial type 12, and should not exceed 25 pages including tables and figures. Text format should strictly adhere to APA Publication Manual stipulations (6th edition) and to the norms described below.

Second and third pages should include titles in both languages. When the paper is in Spanish, an abstract in this language of maximum 200 words and an abstract in English of minimum 300 and maximum 400 words should be presented. When the submission is in English, then the abstract should be no longer than 200 words and a Spanish abstract of minimum 300 and maximum 400 words should be presented. 5 key words in each language should also be provided. It is recommended that key words include study variables, population characteristics, methodology and field of knowledge referred to. Since the editorial revision is conducted by two judges blind to authors identity, it is the authors responsibility to insure that no identification clues are in the body of the paper.

The following pages must include the main body of the manuscript, theoretical framework, methodology, results, discussion and references. At the end of the same Acta de Investigación Psicológica file, in separate pages, authors should insert tables, figures, attachments and author's notes.

Given the strict empirical orientation of the journal, it is essential that the introduction clearly justifies the weight of the study, which should be directly derived from relevant previous research, including contradictory results, omissions, or lack of knowledge which the study intends to rectify. The methods section must include clear research questions, hypothesis and include all conceptual and operational definitions of variables under scrutiny. In addition, an ample description of the sample, procedures, and research design and measurement instruments should be included.

In the results section, only present data that respond to hypothesis and make sure that statistical analysis are appropriate and justified. Give information on significance and effect sizes. Data for the study should be kept for 5 years after the publication, to insure that other researchers can revise them if needed, unless ethical or legal rights preclude this action. For the discussion section, it is imperative that it strictly address only content that is derived from the introduction, the research question and the results. Finally, insure that all cited references from the body of the text are included in the reference list.

All manuscripts submitted to PRR will go through an initial screening before entering the formal editorial process. Once APA format and minimum research specifications have been met, research manuscripts will be sent to 2 to 3 members of the Editorial Board for who will assess the conceptual and methodological rigor of the proposal. The decision will be informed to the authors by the Editor, and in cases of acceptance, the authors should provide written consent of any materials under publishers rights used in the article.

Editorial Process

The reception, evaluation, verdict and publication for the journal are as following:

- Principal Author should read and accept the journals publication norms and will be assigned to follow up and communicate with the editor.
- Prepares and submits manuscripts and required authorizations in adherence to specified formats and norms.
- Editor confirms receiving the manuscript and revises text for adequate form; if the paper does not meet the standards, the Editor sends the manuscript back to the Authors for corrections before it can enter the editorial revision.
- If Authors consider it adequate, they resubmit with proper format.
- Editor confirms receiving manuscript and sends it to 2 or 3 members of the Editorial Board who are blind to Author's identity. Editorial board members revise and give a reasoned judgment on article based on scientific rigor, importance of contribution, congruence of research method, adequacy of results and clarity and impact of arguments and discussion (estimated time, one month).
- Editor receives evaluation, considers strengths and weaknesses and gives one of the following verdicts:
 - 1) Approved for publication.
 - 2) Approved if suggested changes are made.
 - 3) Major changes require resubmission and a new evaluation.
 - 4) Theme, content or methodologies do not match the journals evaluations standards.
- For case 2, Authors makes changes and sends manuscript to the Editor (time limit one month). Editor reviews changes and suggests as many additional changes as necessary. Once all issues are resolved, the article is approved for publication.
- For case 3, Authors make required changes and resend manuscript to the Editor who assigns new judges from the Editorial Board.
- Once an article is fully approved, the Editor informs the Authors in what date and number the text will be published. When the journal appears, each author receives two copies of the journal where the articles came out.

Contenido:

APOYO SOCIAL EN ADULTOS MEXICANOS: VALIDACIÓN DE UNA ESCALA

SOCIAL SUPPORT IN MEXICAN ADULTS: VALIDATION OF A SCALE

Michelle García-Torres, Mirna García-Méndez & Sofía Rivera-Aragón

CULTURE AS PERCEIVED CONTEXT: AN EXPLORATION OF THE DISTINCTION BETWEEN DIGNITY, FACE AND HONOR CULTURES

LA CULTURA COMO CONTEXTO PERCIBIDO: EXPLORANDO LA ESENCIA DE LAS CULTURAS DE HONOR, DIGNIDAD Y AUTOPRESENTACIÓN

Peter B. Smith, Matthew J. Easterbrook, James Blount, Yasin Koc, Charles Harb, Claudio Torres, Abd Halim Ahmad, Hu Ping, Goksu Cagil Celikkol, Rolando Díaz Loving & Muhammad Rizwan

REVISIÓN PSICOMÉTRICA DE TRES ESCALAS DEL PERDÓN: MIDIENDO LA METAMORFOSIS EMOCIONAL

PSYCHOMETRIC REVIEW OF THREE SCALES OF FORGIVENESS: MEASURING THE EMOTIONAL METAMORPHOSIS

Rodrigo Miguel Rosales-Sarabia, Sofía Rivera Aragón & Mirna García Méndez

ADAPTACIÓN Y VALIDACIÓN DE LA ESCALA DE IMPACTO DE FATIGA

ADAPTATION AND VALIDATION OF THE FATIGUE IMPACT SCALE

Rocío Elizabeth Duarte Ayala, Ángel Eduardo Velasco Rojano, Juan José Sánchez Sosa & Lucina Isabel Reyes Lagunes

VIOLENCIA DE PAREJA A TRAVÉS DE MEDIOS ELECTRÓNICOS EN ADOLESCENTES MEXICANOS

VIOLENCE IN TEENAGE MEXICAN COUPLES THROUGH ELECTRONIC/SOCIAL MEDIA

Claudia Ivethe Jaen-Cortés, Sofía Rivera-Aragón, Lucy María Reidl-Martínez & Mirna García-Méndez

RISK LOW MATH PERFORMANCE PISA 2012: IMPACT OF ASSISTANCE TO EARLY CHILDHOOD EDUCATION AND OTHER POSSIBLE COGNITIVE VARIABLES

RENDIMIENTO BAJO EN MATEMÁTICAS PISA 2012: IMPACTO DE LA ASISTENCIA EN EDUCACIÓN INFANTIL TEMPRANA Y OTRAS POSIBLES VARIABLES COGNITIVAS

Esperanza Bausela Herreras

VALIDEZ Y CONFIABILIDAD DE LA ESCALA DE PERCEPCIÓN DE RIESGO DE DESLAVE EN LA CIUDAD DE MÉXICO

VALIDATION AND RELIABILITY OF THE SCALE OF LANDSLIDE RISK PERCEPTION IN MEXICO CITY

Octavio Salvador-Ginez, Patricia Ortega Andeane, Sofía Rivera Aragón & Ricardo García-Mira

VALIDACIÓN DEL INVENTARIO DE MIEDO PARA NIÑOS II EN ESTUDIANTES DE PRIMARIA Y SECUNDARIA

VALIDATING THE FEAR SCHEDULE SURVEY FOR CHILDREN II IN A PRIMARY AND SECONDARY STUDENTS SAMPLE

Federico Pulido Acosta & Francisco Herrera Clavero

MEASUREMENT OF THE JUNGIAN PSYCHOLOGICAL TYPES IN MEXICAN UNIVERSITY STUDENTS

MEDICIÓN DE LOS TIPOS PSICOLÓGICOS JUNGUIANOS EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS MEXICANOS

María Elena Hernández-Hernández, José María de la Roca Chiapas & Luis Felipe García y Barragán